أثر تفشي جائحة كوفيد-١٩ والاغلاق والتباعد الاجتماعي على أسعار الغذاء في مصر
تقدير انحدار المربعات الصغرى الاسقاطية PLS وانحدار عينات البيانات المختلطة MIDAS

د. حسن أمين محمد محمود

أستاذ مساعد – قسم الاقتصاد – كلية التجارة – جامعة أسوان

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار أثر تفشي جائحة كوفيد-١٩ مقاسا بعدد حالات الإصابة الجديدة New Cases (CC) ومتوسط عدد الأفراد المنقول اليهم العدوى Reproduction Number(R_t)ومؤشر الصرامة Stringency -index(SI) للإغلاق والتباعد الاجتماعي على أسعار الطعام والشراب، في مصر. ولتحقيق الهدف تم استخدام طريقة المربعات الصغرى الاسقاطية Projected Least Squares PLS بدمج طريقة التحليل الغلافي للبيانات (DEA) مع طريقة المربعات الصغرى (LS)، لبيانات شهرية من مارس ٢٠٢٠ إلى مارس٢٠٢٢، واستخدام طريقة انحدار عينات البيانات المختلطة MIDAS بين مؤشرات الوباء عالية التكرار (اليومية) وبين معدل تضخم أسعار الغذاء منخفض التكرار (الشهرى) للفترة من ٢٠٢٠/٣/١٥ الى ٢٠٢٢/٦/٣٠ .

وتوصلت الدراسة إلى: ١) جاء أثر مؤشر الصرامة (SI) غير معنوي على أسعار الغذاء في مصر، أى أن أسعار الغذاء في مصر اثناء الجائحة لم تتأثر بإعلان التوقف الجزئي والاغلاق والتباعد الاجتماعي، ٢) جاء أثر عدد حالات الإصابة الجديدة بـ كوفيد-١٩ وأثر متوسط عدد الأفراد المنقول اليهم العدوى من كل شخص واحد مصاب (R_t) ، معنويا وموجبا على أسعار الغذاء في مصر، ٣) أن عوامل زيادة الطلب على الغذاء التي أدت الى زيادة الأسعار قد تغلبت على عوامل العرض التي لم تؤثر على أسعار الغذاء اثناء تفشي الجائحة.

وتوصي الدراسة إلى أنه، في حالة الأوبئة والأزمات، يجب توفير الأغذية الأساسية من خلال تعزيز وشفافية توزيع السلع التموينية بموجب بطاقات التموين،

وصياغة سياسات تعزز التعاون بين الكيانات لسلاسل التوريد الغذائي، واحكام الرقابة على الأسواق والتوسع في منح التحويلات النقدية لمحدودي الدخل.

The impact of the COVID-19 pandemic outbreak, lockdown and social distancing on food prices in Egypt: Projected least squares (PLS) and mixed data sampling (MIDAS) regressions

Abstract:

This study aims to test the impact of the COVID-19 pandemic outbreak as measured by the number of new cases (CC), the Reproduction Number (Rt) and the Stringency-index (SI) of lockdown and social distancing measures on Food & Beverages prices, in Egypt . To achieve the goal, the Projected Least Squares PLS method was used by mixed the Data Envelopment Analysis (DEA) method as a linear programming problem with the Ordinary Least Squares (OLS) method, using monthly data from March 2020 to March 2022, and using the Mixed Data Sampling regression MIDASr method between the higher frequency data(daily :CC, Rt and SI) and low-frequency (monthly) food price inflation, from march 15, 2020 to June,30, 2022.

the study concluded: 1) The impact of the Stringency Index (SI) was not significant on food prices in Egypt, meaning that food prices during the pandemic were not affected by the announcement of partial cessation, lockdown and social distancing, 2) The effect of the number of new cases of Covid-19 infection and the average number of persons infected with each infected (Rt), was significant and positive on food prices, 3) the

factors of increased demand for food that led to the increase in prices have overcome the Supply factors that did not affect food prices during the pandemic.

Therefore, during a crisis, the government should take necessary policy actions to stabilize food prices, can formulate policies that strengthen collaborations among entities in the food supply chain. Importantly, a strong and effective policy frame is needed for food markets.

مقدمة:

أصاب فيروس كوفيد-١٩ (COVID-19) كل دول العالم منذ بداية عام ٢٠٢٠، ثم ظهرت موجات وتحورات تالية منه بعد ذلك. وتم تحديده على أنه فيروس كورونا المستجد New Coronavirus، وأعيد تسميته لاحقًا باسم وباء أو جائحة وسوف تستخدم الدراسة مصطلح كوفيد-١٩ أو الفيروس او الوباء او الجائحة او كورونا للدلالة على المسميات المختلفة والتحورات المتتالية لهذه الفيروس.

وبينما نشأ فيروس كوفيد-١٩ في مدينة ووهان Wuhan الصينية، فقد انتشر بسرعة في جميع أنحاء العالم، مما أدى إلى مأساة إنسانية وألحق أضرارًا اقتصادية كبيرة. وطبقا لموقع منظمة الصحة العالمية WHO، في ٢٨ أغسطس ٢٠٢٢ ، كان هناك على مستوى العالم، ما يقرب من ٦٠١ مليون حالة إصابة تم الإبلاغ عنها من الفيروس وأكثر من ٦.٤٩ مليون حالة وفاة.https://ourworldindata. org

وبالرغم من أن الأوبئة ليست شيئًا جديدًا، وقد كان لها آثار اقتصادية سلبية وخيمة في الماضي؛ إلا أن فيروس كوفيد-١٩ كان مختلفًا، من حيث طول فترة حضانته long Incubation Period ، والتي تمتد من يومين الى ١٤ يوم ، بوسيط ٥ أيام لتظهر الإصابة. كما ظلت أسئلة جوهرية حول الفيروس بلا إجابة إلى حد كبير. ويجب أن يكون هذا قيدًا أساسيًا على أى نموذج يتم استخدامه: لماذا قد يصاب شخص ما بـالوباء بمجرد تواجده في نفس الغرفة مع شخص مصاب لفترة محدودة للغاية،

بينما شخص آخر يعيش ويتشارك منزلًا مع شخص مصاب قد لا يصاب بالفيروس؟ في المقابل، بعد الإصابة بالعدوى، لماذا يموت شخص بسرعة كبيرة، وبينما يعاني آخر من أعراض خفيفة فقط أو يبقى بدون أعراض؟

وبالتالي كان مستحيلا تحديد عدد المصابين بدقة، ومن ثم صعوبة تحديد متغير كمي يقيس الوباء ويتفق حوله الجميع، ويمكن استخدامه في توقع انتشار الوباء او قياس اثر العوامل المحددة له او قياس اثره على المتغيرات الاجتماعية والاقتصادية والمالية.

وكنتيجة للانتشار السريع للوباء Pandemic والزيادة بأعداد كان صعبا توقعها زمنيا ومكانيا، فقد تبنت معظم دول العالم العديد من تدابير الصحة العامة ممثلة في الإجراءات الاحترازية غير الصيدلانية Non-Pharmaceutical Intervention(NPI) وخصوصا إجراءات الاغلاق Lockdown والتباعد الاجتماعي Social Distancing لمنع تفشي الوباء. وعلى الرغم من أن هذه التدابير قد حدت من انتشار الوباء وأنقذت مئات الآلاف من الأرواح، الا انها كانت لها آثار سلبية خطيرة على مختلف الأنشطة الاقتصادية.

ويمكن تصنيف الموضوعات او العناوين او المجالات التي تناولتها الادبيات المتعلقة بوباء كوفيد-١٩ الى ٣ طوائف واسعة: (١) قياس محددات انتشار الوباء ودور العوامل المناخية Meteorological factors والديموجرافية المحددة للانتشار، (٢) تدابير NPI التي تم تنفيذها استجابة للوباء وخصوصا التباعد الاجتماعي والاغلاق ومدى فعاليتها ومدى الامتثال لها (٣) الآثار الاجتماعية والاقتصادية والمالية لانتشار وباء كوفيد-١٩ وللسياسات واللوائح والتدابير التي تم تنفيذها للحد من انتشار الوباء.

ونظرا للصدمة الكبيرة التي أحدثها الوباء، فان التحدي الأساسي الباحثين ، في البداية، كان متركزا حول استكشاف مصدر وطيف عدوى كوفيد-١٩ وفهم آليات عملية انتقاله مكانيًا واجتماعيًا وديناميكياته، واستنتاج سماته الوبائية والخصائص السريرية، والتنبؤ باتجاهات تطور الحالة، وبالتالي تم توظيف النماذج الوبائية الرياضية Mathematical Epidemiological Models لكيفية انتشار الأمراض

المعدية والتي تشمل النماذج التفاضلية أو الحتمية المجزأة Deterministic Compartmental Models(DCM)، ومن اشهرها نموذج(SIR) (القابلين للإصابة بالفيروس Susceptible(S) ، المصابين nfected(I)، المتعافين Recovered(R)وتعديلاته ونسخه المختلفة.

كما تم استخدام تقنيات الذكاء الاصطناعي Artificial Intelligence(AI) ومنها نماذج تعلم الآلة الكلاسيكي والعميق Shallow and Deep Machine Learning، ونموذج الشبكة العصبية Neural Network Models مثل Long-Short-Term Memory (LSTM) neural network بالإضافة إلى نماذج بيز الاحتمالية Bayesian Statistical models.

وبعد تبني الحكومات إجراءات الاغلاق والتباعد الاجتماعي كجزء من الإجراءات غير الصيدلانية لمنع تفشي الوباء، ظهرت الطرق الإحصائية ونماذج الاقتصاد القياسي، والتي اخذت اتجاهين لقياس أثر هذه الإجراءات:

الاتجاه الأول: قياس العلاقة بين انتشار الفيروس كـ "متغير تابع" وبين العوامل الجوية ومعاملات الطقس مثل درجات الحرارة اليومية ودرجة الرطوبة النسبية أو المطلقة، هطول الأمطار، ومؤشر جودة الهواء وسرعة الرياح. كما تم إضافة بعض العوامل الديموجرافية مثل كثافة السكان والانتقال داخل المقاطعات ومؤشر الهجرة، وبعض إجراءات NPI الاحترازية كمتغيرات مفسرة. وهذ الاتجاه يقع خارج نطاق الدراسة.

الاتجاه الثاني: قياس أثر الوباء و/أو الإجراءات الاحترازية NPI على المتغيرات الاجتماعية والاقتصادية، واعتبار مؤشر الفيروس أو الاغلاق كـ "متغير مستقل" بشكل صريح، او بشكل ضمني من خلال تأثيرهما على سلوك المتغيرات والعلاقات الاقتصادية الكلية. وسوف تندرج هذه الدراسة تحت جزء فرعي من الاتجاه الثاني.

وفى مصر، تم تسجيل اول حالة إصابة بالفيروس في ١٤ فبراير ٢٠٢٠، وفي ١٨ مارس ٢٠٢٠ جاءت القرارات الاحترازية NPI بالإغلاق وحظر التجمعات

لاحتواء الفيروس ومنعه من الانتشار. وحتى ٧ سبتمبر ٢٠٢٢ بلغ عدد حالات الإصابة التراكمية بكوفيد-١٩ ما يقرب من ٥١٥ ألف و٣٤٠ حالة، كما بلغ عدد الوفيات التراكمية ٢٤ الف و٧٠٠ حالة وفاة (OWID) .

ومثل الخوف من انتشار الفيروس وتلك الإجراءات صدمة هائلة للاقتصاد المصري مثله كباقي دول العالم والأسواق الصاعدة تحديدا، وتمثل ذلك فيما يلي:

أولا: نتج عن الإغلاق العام الجزئي والقيود على القدرة الاستيعابية للأماكن العامة تراجعا عاما لكافة الأنشطة المحلية، وتحديدا التوقف المفاجئ والكامل لأنشطة السفر والسياحة والحفلات، ومن ثم حدث تقليص لفرص العمل وانخفاض للإيرادات بالعملة الأجنبية.

ثانيا: اخذا في الاعتبار، ان الأنشطة المحلية المرتبطة بتوفير الغذاء تعتبر أنشطة كثيفة العمل ، فقد أدت الإجراءات الاحترازية الى التأثير السلبي على جميع الركائز الأربع للأمن الغذائي (التوافر، والوصول ، والاستخدام ، والاستقرار) من خلال تقليص العمالة في هذه المجالات وارتفاع أسعار الغذاء.

ثالثا: تباطؤ النشاط الاقتصادي الذي نتج عن زياد عجز الموازنة العامة بسب انخفاض الإيرادات الضريبية وتأجيل سدادها، وتوسيع برامج التحويلات النقدية إلى الأسر الفقيرة والعمالة غير المنتظمة، ومن ثم دخول الاقتصاد المصري في حالة من الركود.

رابعا: شهدت مصر خروج تدفقات رأسمالية كبيرة تزيد على ١٥ مليار دولار خلال الفترة من مارس–إبريل ٢٠٢٠، مع انسحاب المستثمرين من الأسواق الصاعدة بحثا عن الاستثمار المأمون، مما تسبب في ضغوط على سوق الصرف الأجنبي.

وبشكل محدد، فقد اثر وباء كوفيد-١٩ على العرض والطلب على العمال في سوق العمل المصري، وعلى تقلب عوائد المؤشرات المالية بسوق المال، وتقلب أسعار الصرف الأجنبي في سوق العملات، وتعطيل سلاسل عرض المواد الغذائية، وعلى الانفاق الاستهلاكي وانماطه وعلى الانفاق الاستثماري واولوياته وعلى الصادرات والواردات.. وغيرها.

وعلى الرغم من أهمية تقدير الاثار السلبية على تلك الأسواق والمتغيرات الكلية، إلا أن تأثير كوفيد-١٩ وإجراءات الاغلاق والتباعد الاجتماعي على أسعار السلع الغذائية تعتبر قضية حساسة، لارتباطها بالأمن الغذائي والحياة المعيشية اليومية للسكان في مصر. وهذه الآثار تميل إلى أن تكون أكثر بروزًا في مصر، حيث تخصص الأسر حصة من ميزانياتها للغذاء أكبر مما تفعله الأسر في البلدان الاخرى.

الهدف من الدراسة :

تهدف هذه الدراسة إلى اختبار أثر تفشي جائحة كوفيد-١٩ مقاسا بعدد حالات الإصابة الجديدة New Cases (CC) ومتوسط عدد الافراد المنقول اليهم العدوى Reproduction Number(R_t)ومؤشر الصرامة Stringency -index(SI) للإغلاق والتباعد الاجتماعي على أسعار الطعام والشراب في مصرخلال الفترة من مارس ٢٠٢٠ إلى مارس ٢٠٢٢.

أهمية الدراسة :

تكتسب هذه الدراسة أهمية خاصة من عدة زوايا:

أولا: من وجهة نظر صانعي القرار: ترتبط الصدمات الخارجة السالبة، مثل الكوارث الطبيعية وتفشي الاوبئة بين البشر مثل كوفيد-١٩ أو بين الثروة الحيوانية مثل الحمى القلاعية، ارتباطا وثيقا بالتقلبات الكبيرة (ارتفاعا او انخفاضا) في مستويات أسعار الغذاء، ويترتب على هذه الزيادات آثار اقتصادية واجتماعية كبيرة، مثل زيادة الفقر، وزيادة الاضطرابات الاجتماعية، وسوء التغذية، والحد من استهلاك الخدمات الأساسية غير الغذائية مثل التعليم والرعاية الصحية.

وفي دولة، كمصر، يعتبر المساس بعناصر الأمن الغذائي، كالذى حدث اثناء وفي أعقاب كوفيد-١٩، مصدر قلق كبير لصانعي السياسات، لأن تحقيق الأمن الغذائي مرتبط بأهداف التنمية المستدامة الرئيسية مثل القضاء على الفقر بجميع أشكاله، والقضاء على الجوع، وتحقيق التغذية المحسنة، وتعزيز الزراعة المستدامة، وكذلك ضمان حياة صحية ورفاهية للجميع على المدى الطويل.

ومصدر القلق مبعثه ،أيضا، ان اثار تقلبات وتحديدا ارتفاع أسعار الغذاء، المرتبط بحالة الذعر والخوف تميل إلى أن تكون أكثر تاثيرا وبروزًا في دولة بعدد سكان مصر، حيث تعودت الأسرة المصرية على تخصيص الجزء الأكبر من ميزانياتها للإنفاق على الغذاء وتخزينه، مقارنة بما تفعله الأسر في البلدان المتقدمة .

ثانيا: من وجهة النظر الاكاديمية: هناك انتقادات هامة للأدبيات السابقة التي تناولت اثر كوفيد-١٩، وملاحظات عدة، يمكن تلخيصها على النحو التالي:

الملاحظة الاولي: أن إجراءات الاغلاق لمنع تفشي الوباء بدأت في شهر مارس ٢٠٢٠ بتوصية من منظمة الصحة العالمية WHO. وبالتالي فإن الادبيات المنشورة التي حاولت قياس اثر كوفيد-١٩ خلال عام ٢٠٢٠ وحتى النصف الأول من ٢٠٢١، لا يمكن الوثوق بنتائجها تماما، لأن عدد المشاهدات كانت قليلة للغاية، وبالتالي لم تستوفي النماذج المستخدمة في التقدير معايير الاقتصاد القياسي وانطباق اختبارات جذر الوحدة أو انطباق نظرية الاستدلال الاحصائي، إلا بشكل محدود.

صحيح أن الباحثين حاولوا التغلب على هذه المشكلة باستخدام بيانات البانل Panel data لزيادة عدد المشاهدات، لكن المشكلة ظلت متمثلة في اختلاف طبيعة الدول المستخدمة في العينة(Dolton, 2021)، مثلا: هل تمثل الدولة احدى بؤر انتشار الوباء؟ أم أن انتشار الفيروس بها محدود؟ هل تختلف ام تتفق دول العينة في تاريخ الذروة peaks للإصابات او الوفيات أو عددها scale؟. هل تعديل normalized مؤشرات الوباء (الوسط المتحرك أو نسبة لكل مليون للسكان) سوف يترتب عليه مقدرات صحيحة لأثر الوباء ؟

الملاحظة الثانية: وتتعلق بالأبحاث التي نشرت في عام ٢٠٢٢، ونظرا لمحدودية المشاهدات (بعد تحويل البيانات اليومية الى مشاهدات شهرية او ربعية) ومشكلة المتغيرات المحذوفة، واختلاف رتب السلاسل من حيث جذر الوحدة، تم التوسع بشكل كبير في استخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة نموذج Autoregressive Distributed Lag (ARDL).

وهذه الدراسات، أيضا، استخدمت بيانات بانل لمجموعة من الدول أو مجموعة من القطاعات او المقاطعات داخل الدولة الواحدة، وبالتالي تواجه هذه الدراسات مشكلة التجانس Heterogeneity أو Endogeneity ومشكلة الاعتماد المقطعي للمتغيرات Cross-sectional dependence وعدم الخطية، وأخطاء القياسMeasurement error .

الملاحظة الثالثة: وتتعلق بمؤشر الوباء، فمعظم الدراسات استخدمت بشكل أساسي عدد حالات الإصابة أو الوفيات المؤكدة، وهى مؤشرات تعكس، فقط، اتجاه تطور الوضع الوبائي. ولكن كما سبق، هناك شكوك وقصور في التقارير عن حالت الإصابة والوفيات المؤكدة المبلغة من معظم الدول النامية. وبالمقارنة، فإن استجابات الحكومة للوضع الوبائي وتدابير الوقاية والسيطرة، مثل مقاييس الاغلاق والتباعد الاجتماعي، تعطي دلالة أكبر للحكم على شدة الصدمات الوبائية لـ كوفيد-١٩.

ولذا تقترح دراسات كثيرة منها (Elliott et al. 2020)، (Dolton, 2021) ، (Bertozzia et al. 2020) بأن يكون تقدير وتحليل آثار كوفيد-١٩ على دولة واحدة وعلى قطاع او صناعة واحدة، وضرورة اشتمال النموذج على مؤشرات الاغلاق والتباعد الاجتماعي. واستخدام البيانات دون تعديلها لتجنب مشكلات Heterogeneity أو Endogeneity اوCross-sectional dependence ، Measurement error.

لذا فإن هذه الدراسة، ستحاول غلق الفجوة البحثية جزئيا، من خلال اختبار أثر تفشي الوباء واجراءات الاغلاق والتباعد الاجتماعي على أسعار الغذاء، وتحديدا أسعار الطعام والشراب، في مصر، وباستخدام طريقتين، الأولى: طريقة المربعات الصغرى الاسقاطية Projected Least Squares(PLS) والتي تجمع بين طريقتين (لامعلمية ومعلمية) في تقدير الأثر وتتفادى المشكلات القياسية السابقة، بالإضافة الى تقدير اثر المتغيرات المحذوفة دون قياسها أو ادراجها في نموذج التقدير، وذلك باستخدام بيانات شهرية. والثانية: نموذج عينات البيانات المختلطة Mixed Data Sampling (MIDAS) التي تسمح بتقدير الانحدار بين مشاهدة عالية التكرار (يومية) لمؤشرات الوباء وبين متغير الأسعار (الشهري) منخفض التكرار.

مشكلة الدراسة :

طبقا للإحصاءات الرسمية، يتكون الغذاء من بندي الطعام والمشروبات Food & Beverages. ويشمل بند الطعام، على: الحبوب (ومنها: القمح والفول والذرة)، الخبز(بأنواعه)، اللحوم والدواجن، الأسماك والمأكولات البحرية، الألبان والجبن والبيض، الزيوت والدهون، الفاكهة، الخضروات، السكر والأغذية السكرية، منتجات غذائية أخرى (منها التوابل). أما بند المشروبات فيشمل: البن والشاي والكاكاو، المياه المعدنية والغازية والعصائر الطبيعية.

وتمثل هذه البنود ٣٢.٧٣% من الوزن الترجيحي للرقم القياسي لأسعار المستهلكين حضر في مصر، واذا تم استبعاد بندي الخضر والفاكهة، لأن أسعارهما أكثر تقلبا، يصبح الوزن الترجيحي ٢٤.٥% .

والأهم، أن هذه السلع في معظمها تمثل احتياجات أساسية وضرورة يومية لا يمكن الاستغناء عنها، وبالتالي فإن التحركات الصعودية المحتملة في أسعار هذه السلع، نتيجة صدمة كوفيد-١٩ يجب أن يسترعي اهتمام صانعي القرار والباحثين عند تقدير وتوقع آثار هذا الوباء، ومن ثم فإن المشكلة محل البحث تتمثل في الإجابة على السؤالين التاليين:

هل أثر تفشي جائحة كوفيد-١٩ وإجراءات الاغلاق والتباعد الاجتماعي على أسعار الغذاء في مصر؟

وهل هذه التأثيرات، إن وجدت، ناتجة عن جانب العرض أم جانب الطلب على الغذاء؟

وللإجابة على هذا السؤال سوف تنقسم الدراسة الى: ١) الاطار النظري للعلاقة بين تفشي كوفيد-١٩ وأسعار الغذاء، ٢) التوصيف الكمي للمتغيرات المرتبطة بانتشار كوفيد-١٩، ٣) مراجعة الادبيات السابقة والفجوة البحثية، ٤) جائحة كوفيد-١٩ والاقتصاد المصري، ٥) البيانات ومنهجية التقدير، ٦) نتائج التقدير ومناقشة النتائج:

١-الاطار النظري للعلاقة بين تفشي كوفيد-١٩ وأسعار الغذاء :

طبقا للنظرية الاقتصادية فان التغيرات في سعر التوازن لسعة ما تنتج عن التغيرات في العرض والطلب. ومن المتوقع ان يؤثر الخوف والزعر من الإصابة بكوفيد-١٩ وقيود الاغلاق والتباعد الاجتماعي التي تم فرضها في أعقاب تفشي الوباء على جانبي العرض والطلب في سوق المواد الغذائية.

ونظريا، يتأثر الطلب على الغذاء نتيجة الخسائر في الدخل، وتراجع ما لدى الناس من مبالغ نقدية لشراء الغذاء، ولكن عمليا قد لا يتأثر الطلب على الغذاء بشكل كبير عند مقارنته بعرض الغذاء. فمن المرجح أن يتم تعويض انخفاض طلب الأسرة على الغذاء نتيجة لانخفاض القوة الشرائية لها، عن طريق زيادة الطلب من قبل الحكومات والافراد الميسورين والمنظمات المانحة الأخرى. ولذلك، فان انخفاض العرض الغذائي يظهر اكثر، اثناء انتشار الوباء وبسبب القيود المفروضة على التنقل، نتيجة انخفاض المعروض من العمالة طواعية او الزاميا من قبل الأفراد كآلية وقائية للحماية من مخاطر العدوى، أو كنتيجة لزيادة أسعار المدخلات.

وتتنوع القنوات التي يمكن أن يؤثر من خلالها كوفيد-١٩ على أسعار الغذاء الى:

أولا: تأثير غير مباشر(جانب الطلب) ويرتبط بتأثير عمليات الإغلاق على دخل الأسرة، وتحول الخسائر في الدخل إلى تراجع ما لدى الناس من مبالغ نقدية لشراء الغذاء، ومحدودية الوصول المادي إلى الغذاء (Devereux et al., 2020).

بمعنى أنه من المتوقع ان ينتقل محنى الطلب على الغذاء بسبب الوباء إلى اليسار وتنخفض الأسعار بافتراض ثبات منحنى العرض للغذاء. لكن قد يحدث العكس ويؤدى الوباء من خلال العامل النفسي الى ما يعرف بعدم اليقين الوبائي والذى قد يؤدي إلى زيادة الطلب الاحترازي للأسر على الغذاء، وانتقال منحى الطلب على الغذاء الى اليمين، والذي تفسر آثاره في ارتفاع أسعار المواد الغذائية.

ثانيا: تأثير مباشر(جانب العرض): من خلال تعطيل كوفيد-١٩ للأنظمة الغذائية مثل: الانخفاض في الإنتاج نتيجة محدودة عرض العمالة في مجال الدعم لسلاسل توزيع الإنتاج (Fosso Djoumessi, 2021) والتغيرات في نمط استهلاك

الغذاء (Eftimov et al., 2020) (Vaccaro, 2020) & Bracale وارتفاع أسعار المواد الخام (Tamru et al., 2020) (Ejeromedoghene et al., 2020) وتكلفة المدخلات الناشئة عن سعر الصرف والتضخم، واستجابة أسعار النفط الخام للوباء (Cullen, 2020) (Arouna et al., 2020).

والسؤال المهم، اذا كان وباء مثل كوفيد-١٩ سيؤدي الى تقلبات في أسعار الغذاء، هل تستمر هذه التقلبات؟ الإجابة تتوقف على العامل النفسي، والتوقعات، وكفاءة الأسواق:

بالنسبة للعامل النفسى، فإن الأسواق فى أعقاب الأزمات الحادة تتعامل مع أى حركة تصحيحية فى الأسعار على أنها مؤقتة وغير مستدامة، وأن اتجاه الأسعار نحو الارتفاع سوف يعود سيرته الأولى، ومن ثم لا حاجة إلى مراجعة أسعار المواد الغذائية فى الأسواق المحلية على خلفية تراجع الأسعار فى البورصات العالمية بشكل سريع. يساعد على ذلك ثقافة تسعير المخزون، فالمخزون الذى تم تكوينه من المواد الغذائية خلال فترة الأزمة تم شراؤه بمتوسط أسعار مرتفع نسبيا، ولا يتوقع إعادة تسعير المخزون بمعلومية الأسعار السائدة والتى تحتاج إلى فترة زمنية حتى تؤثر فى متوسط أسعار المخزون السلعى، بعدما تقوم الدولة والقطاع الخاص بالشراء وفقا لها.

وبالنسبة للتوقعات، فإنها تتحكم بشكل كبير فى سلوك المشترين والبائعين للمواد الغذائية المهمة، والأسواق تقوم بالتسعير فى ضوء توقعات مستقبلية تتراوح بين التفاؤل والتشاؤم. فمثلا فان الرسائل الإيجابية التى أرسلها اتفاق الحبوب الذى تم بين روسيا وأوكرانيا بوساطة أممية وتركية، تسببت فى انخفاض أسعار القمح بنسب كبيرة، على الرغم من كون الشحنات التى خرجت من ميناء أوديسا الأوكرانى المتكدس به قرابة العشرين مليون طن من القمح، لا تزال محدودة للغاية.

وبالنسبة لكفاءة الأسواق، فان من أهم الأسباب التى تؤخر تمرير انخفاض الأسعار إلى الأسواق المحلية ضعف الرقابة على الأسواق وتراجع كفاءتها، فالأسواق الأكثر كفاءة تكون قادرة على أن تعكس الأسعار السائدة فيها مختلف المعلومات المتاحة عن السلعة أو الأصل محل التداول.

٢-التوصيف الكمي للمتغيرات المرتبطة بانتشار كوفيد-١٩ :

قبل تقدير التأثير الاقتصادي لانتشار كوفيد-١٩ على أسعار الغذاء ، من المهم وضع البيانات المتعلقة بمقاييس الوباء في سياقها، والتي بدونها لن يكون من الممكن تقييم تأثير الوباء على حياة الناس، وإلى أي مدى تكون التدابير المضادة الاحترازية التي يتم اتخاذها تكون ناجحة، وما التأثير الكمي لانتشار الفيروس اجتماعيا أو اقتصاديا، أو على أسعار الغذاء.

٢-١-مقاييس انتشار فيروس كوفيد-١٩ :

يوجد أربعة مؤشرات رئيسية لانتشار كوفيد-١٩ تركز على التعداد والاختبارات وهي: (١) العدد اليومي لإجمالي الاختبارات التي تم إجراؤها، ٢) عدد حالات الاصابة اليومية المؤكدة الجديدة New Confirmed Cases، (٣) عدد الوفيات اليومية المؤكدة بالفيروس، (٤) عدد الأشخاص المتعافين يوميا من الوباء.

ويتم تنعيم Smoothing هذه البيانات بحساب المتوسط المتحرك لهذه المؤشرات(اكثر من ٣ او ٧ أيام) او تنسيبها وتعديلها Normalized لكل الف او مليون من السكان. ومصدر هذه البيانات على مستوى دول العالم هو قاعدة بيانات مركز the Center for Systems Science and Engineering بجامعة جونز هوبكنز، كما يتم دعم هذه البيانات مع منظمة الصحة العالمية ومركز Center for Disease Control (CDC في الولايات المتحدة، ومركز European Center for Disease Control (ECDC) في أوروبا.

ومن هذه التعدادات يتم حساب المؤشرات البديلة التالية لقياس انتشار الوباء:

أولا: معدل الوفيات the Case Fatality Rate(CFR) : ويتم حساب (CFR) على أنه عدد الوفيات المؤكدة مقسومًا على عدد حالات الاصابة المؤكدة . ولأن معدل CFR يعتمد على عدد الحالات المؤكدة. ونظرًا لقدرات الاختبار المعملية المحدودة فان هناك أخطاء قياس كبيرة مرتبطة بأرقام حالات كوفيد-١٩ لخلطها مع بيانات عن الأمراض الشبيهة بالإنفلونزا، ولذا حذرت دراسة (Roser et al., 2020) من أخذ أرقام CFR لتقييم مخاطر وفيات الوباء.

ثانيا: مؤشر رقم التكاثر الفعال (R_t Effective Reproduction Number) ويقيس R_t متوسط عدد الأفراد المنقول لهم العدوى من الفرد المصاب خلال الزمن t، او بمعنى اخر متوسط عدد الأشخاص المصابين حديثًا من شخص مصاب حالي. ويتم حساب R_t بشكل أساسي من بيانات المركز الأوروبي لمكافحة الأمراض European Center for Disease Control (ECDC)عن الحالات المؤكدة، وله افضلية عن المؤشرات السابقة(2020) .Abbott et al . ولكن ،أيضا، يتم حساب هذا العدد باستخدام النماذج المجزأة مثل SIR و SEIR وغيرها من النماذج الرياضية، وبالتالي فهناك اكثر من R.

ويقدر رقم التكاثر الفعال الأولى R_0 أو معدل العدوى بفيروس كوفيد-١٩ عندما تسير الأنشطة بشكل عادى وطبيعي(عدم وجود تباعد اجتماعي) بمتوسط يتراوح بين ٢.٥ الى ٣ . ويفيد معرفة هذا العدد في تحديد نسبة السكان الواجب تطعيمهم حيث أن عدد السكان المطلوب تطعيمهم يساوي= ١- معكوس R_0، وهو العدد الكافي من السكان لخلق مناعة القطيع Herd Immunity ومنع الوباء. وكمثال بسيط ، إذا كان $R_0 = 2$ ، فإن ٥٠ ٪ من السكان سيحتاجون إلى التطعيم أو غير ذلك من المناعة لمنع تفشي المرض. وإذا كان $R_0 = 3$ ، كما هو الحال تقريبًا بالنسبة لـ كوفيد-١٩ ، فإن ٦٧٪ من السكان سيحتاجون إلى التطعيم أو المناعة.

كما ان هناك مؤشرات بديلة أخرى مثل: مؤشر تتبع الأمراض المعدية IDEMV، عدد المرضى الجدد في المستشفى في اليوم، أو العدد الإجمالي لمن لا يزالون في المستشفى ومعدل استغلال القدرات في المستشفيات.

وبالتالي، فمن المهم التأكيد على ان تعدد مؤشرات انتشار كوفيد-١٩ يمثل التحدي الأول والهام عند استخدام النماذج القياسية لتقدير او توقع اثر هذا الوباء على المتغيرات الاقتصادية.

٢-٢-مقاييس إجراءات التدخلات غير الصيدلانية NPIs :

يعرف مركز التحكم في الامراض بالولايات المتحدة United States Center for Disease Control إجراءات التدخلات غير الصيدلانية NPIs بانها

الأفعال او التدابير الى يتم اتبعها من قبل الافراد والمجتمع لمنع انتشار الوباء بعيدا عن استخدام اللقاح والدواء.

ويتم تصنيف NPIs التي اعتمدتها الحكومات لمكافحة انتشار كوفيد-١٩ إلى مجموعتين. الأولى: تتضمن تدابير تهدف إلى مكافحة المرض من خلال تقييد التنقل من خلال "الإغلاق" مثل إغلاق المدارس وإغلاق أماكن العمل وحظر التجمعات العامة وإغلاق وسائل النقل العام وما إلى ذلك. وتشمل المجموعة الثانية تعليمات لارتداء الأقنعة والاختبارات الجماعية وتتبع جهات الاتصال وعزل أولئك المحتمل إصابتهم بـ كوفيد-١٩ بالإضافة الى بعض الحوافز لتشجيع الافراد على البقاء في المنزل.

ويعتبر التباعد الاجتماعي Social Distancing والاغلاق lockdowns or closures اكثر إجراءات NPIs شهرة واستخداما للحد من تفشي كوفيد-١٩:

أولا: مقياس التباعد الاجتماعي:

يُعرَّف التباعد الاجتماعي (أو التباعد الجسدي) بأنه الحفاظ على المساحة المادية بينك وبين الأشخاص الآخرين المقيمين خارج المنزل. ويتم استخدام بيانات التباعد الاجتماعي من موفري بيانات التنقل مثل تقارير Google LLC للتنقل المجتمعي ولوحة نتائج التباعد الاجتماعي Unacast وبيانات Safegraph وكلها تقوم على تجميع بيانات الانتقال من سجلات مواقع الأجهزة المحمولة للمستخدمين. ومصدر هذه البيانات اليومية هو The Government Measure Tracker (OxCGRT) .

وعند مكافحة عدوى كوفيد-١٩، على المدى القصير ، يمكن للحكومة تحفيز النشاط الاقتصادي من خلال إضعاف قيود التباعد الاجتماعي، ولكن القيود الضعيفة ستُترجم إلى نمو أعلى للإصابات الجديدة. نظرًا لأن متوسط عدد الأشخاص المصابين حديثًا من شخص مصاب حالي ، R ، يقدر بنحو ٢.٥ مع النشاط الاقتصادي الطبيعي ، فإن عدد الإصابات الجديدة سيرتفع بشكل كبير. علاوة على ذلك ، فإن متوسط الفارق الزمني من المجموعة الحالية من الأشخاص المصابين إلى المجموعة التالية هو حوالي ٥ أيام فقط. ونتيجة لذلك، فإن قوة النمو الأسي عالية للغاية. ومن أجل تقليل

عدد الإصابات الجديدة ، يجب على الحكومة خفض R إلى أقل من واحد. على سبيل المثال ، اذا تم قطع الاتصال الاجتماعي بين الناس بنسبة ٧٠٪ ، فان معدل نقل العدوى سيبلغ ٠.٧٥

حيث أن المعدل المرغوب = المعدل الطبيعي × (١- مؤشر التباعد الاجتماعي)

= ٢.٥ × (١-٠.٧) = ٠.٧٥

ثانيا: مقياس الاغلاق : مؤشر الصرامة The Stringency Index

مؤشر الصرامة هو مقياس مركب يعتمد على تسعة مؤشرات تستخدم لحساب مؤشر التشدد في تطبيق الإجراءات الاحترازية غير الصيدلانية الحكومية للحد من تفشي كوفيد-١٩ وهي: إغلاق المدارس؛ إغلاق مكان العمل، إلغاء الأحداث العامة ؛ قيود على التجمعات العامة ؛ إغلاق وسائل النقل العام، متطلبات البقاء في المنزل ؛ حملات إعلامية عامة؛ قيود على الحركات الداخلية ؛ وضوابط السفر الدولية.

ويتم حساب المؤشر يوميا، لكل دولة، على أنه متوسط درجات المقاييس التسعة، كل منها يأخذ قيمة بين ٠ حيث تنعدم الإجراءات و ١٠٠ وهو الأكثر صرامة. ويستخدم هذا المؤشر لقياس قيود الاغلاق والتباعد الاجتماعي.
https://ourworldindata.org/grapher/covid-stringency-index

٣-مراجعة الأدبيات السابقة والفجوة البحثية:

بعد تبني الحكومات إجراءات الاغلاق والتباعد الاجتماعي كجزء من الإجراءات غير الصيدلانية(Non-Pharmaceutical Intervention(NPI لمنع تفشي الوباء، ظهرت الطرق الإحصائية ونماذج الاقتصاد القياسي لقياس أثر الوباء و/أو الإجراءات الاحترازية NPI على المتغيرات الاجتماعية والاقتصادية، واعتبار مؤشر تفشي الفيروس أو الاغلاق كـ "متغير مستقل" بشكل صريح، أو بشكل ضمني من خلال تأثيرهما على سلوك المتغيرات والعلاقات الاقتصادية الكلية.

وسوف يركز التحليل على الدراسات السابقة حول العلاقة بين مؤشرات انتشار كوفيد-١٩ وإجراءات الاغلاق والتباعد الاجتماعي وبين أسعار السلع الغذائية،

على مستوى الدول كفرادى، والتى تم نشرها من منتصف ٢٠٢١ الى منتصف عام ٢٠٢٢، ومنها:

- خلصت دراسة (Asmarani, 2021) عن العلاقة محل الدراسة في اندونيسيا، وباستخدام نموذج (ARDL)، الى عدم وجود علاقة بين انتشار الوباء وأسعار الغذاء .
- خلصت دراسة (Iheme et al., 2022) عن العلاقة بين كوفيد-١٩ وأسعار السلع الغذائية في ٨ أسواق ومقاطعات في نيجريا باستخدام A Multi-Stage Sampling Technique ، إلى أن أسعار الغذاء ارتفعت بشكل كبير خلال فترة ما قبل الاغلاق واثناء الاغلاق وبعد الاغلاق اثناء فترة كورونا.
- دراسة (Pandey et al., 2021) عن استجابة مؤشر أسعار الغذاء لانتشار الوباء في الهند، وخلصت الى انه بمرور الوقت فان هناك زيادة في تقلب أسعار الخيارات على العقود الآجلة للقمح استجابةً لعدم اليقين المتزايد بشأن تأثيرات كوفيد-١٩. وعن الهند، ايضا، ناقشت دراسة (Bairagi et al., 2022) تأثير كوفيد-١٩ على السلع القابلة للتخزين والقابلة للتلف. ووجدت أن أسعار دقيق القمح والأرز ارتفعت بنسبة ٣٪ و ١٦٪ على التوالي، مقارنة بما قبل الجائحة، وانخفضت أسعار البصل بنسبة ٦١٪ مقارنة بما قبل الجائحة، وتوصلت الى أن ارتفاع الأسعار نتج عن الذعر Panic في الشراء والتخزين.
- دراسة (Bittmann et al., 2021) عن التأثير المحتمل لوباء كوفيد-١٩ على أسعار اللحوم في ايران. وخلصت النتائج إلى أن الوباء تسبب في احتكاكات في السوق على جانب العرض والطلب، مما قلل من أداء وكفاءة أسواق اللحوم اثناء الوباء.
- دراسة (Demiessie, 2021) عن تأثير صدمة كوفيد-١٩ على أسعار السلع الغذائية في اثيوبيا، وبتوظيف نموذج Baysian Vector Auto-regression (BVAR) ، توقعت الدراسة باستخدام دالة استجابة النبضة Impulse Response Function (IRF أن صدمة جائحة كوفيد-١٩ ستؤدي إلى ضغط تصاعدي على مؤشر أسعار الغذاء. وباستخدام دالة تحليل التباين Variance Decomposition Function (VDF) توقعت الدراسة أن تكون صدمة تكاليف

النقل هي القناة الرئيسية التى من خلالها ينتقل تأثير عدم اليقين بالمرتبط بكوفيد-١٩ إلى أسعار الغذاء، حيث ان ١٦.٣٪ من التباين في سعر الغذاء يتم تفسيره من خلال أسعار النقل في جميع فترات التنبؤ.

- دراسة (Agyei et al., 2021) عن تأثير كوفيد-١٩ على الذرة والذرة الرفيعة والأرز المستورد لدول إفريقيا جنوب الصحراء باستخدام نموذج GMM لبيانات بانل. وفقًا للنتائج، تم تحديد أن كوفيد-١٩ تسبب في زيادة أسعار المواد الغذائية في دول العينة، وأن حظر التجول المطبق كان مرتبطًا فقط بزيادة أسعار الذرة. بالإضافة إلى ذلك ، أثرت أسعار الصرف والتضخم وأسعار النفط الخام بشكل سلبي(تخفيض) على أسعار المواد الغذائية في بلدان العينة.
- خلصت دراسة (Alina, 2022) بان تفشي فيروس كوفيد-١٩ أدى الى التأثير على سوق الغذاء وارتفاع أسعار المواد الغذائية الزراعية في رومانيا، كما خلصت دراسة (Et-Touile & Arib, 2021) الى أن تفشي الفيروس أدى إلى ارتفاع أسعار الغذاء في المغرب. كما خلصت دراسة ÖZOCAKLI, D. (2022) عن تركيا، باستخدام نموذج GARCH إلى ارتفاع أسعار الزيوت وأسعار الحليب والجبن والبيض وأسعار الخضروات نتيجة زيادة حالات كوفيد-١٩ الجديدة والإغلاق.

وعن مصر فيما يرتبط باثر كوفيد-١٩ على استهلاك وانتاج وأسعار الغذاء، يوجد ٣ دراسات فقط تناولت الموضوع على التالي:

- الدراسة المسحية للجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء عن تأثير كورونا على الاسر المصرية خلال الفترة من بداية جائحة كورونا حتى ٢٠ سبتمبر ٢٠٢٠، (في قسمها الثالث المتعلق باثر كورونا على نمط استهلاك الاسر المصرية، وبتقسيم الفترة الى ٣ فترات فرعية الأولى: مايو ٢٠٢٠، والثانية: من اول يونيو ويوليو ٢٠٢٠ والثالثة: أغسطس وسبتمبر ٢٠٢٠)، توصلت إلى النتائج الموضحة بالشكلين التاليين:

شكل(١) التغير في السلع التي ارتفع استهلاكها، المصدر: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء

في الفترة الأولى (مايو ٢٠٢٠) ارتفع استهلاك الاسر من السكر بنسبة ١٦.٣% والزيت بنسبة ٨.٣% والأرز بنسبة ٧% والبقوليات ٦.١%والمكرونة٥.١% والقمح ٤.٥% كما يتضح من شكل(١).

شكل(٢)التغير في السلع التي انخفض استهلاكها، المصدر: الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء

بينما انخفض استهلاك الاسر من اللحوم بنسبة ٢٥.٧% والطيور بنسبة ٢٢.٥% والأسماك ١٧.٥% والفاكهة ١٤.٥%، كما بشكل (٢). وفى الفترة الثانية (يونيو ويوليو ٢٠٢٠) انخفض استهلاك الأسر من اللحوم والطيور والاسماك والفاكهة ، بينما ارتفع الاستهلاك من السكر والزيت والأرز والبقوليات والمكرونة والقمح ، لكن بنسب اقل مقارنة بالفترة الأولى، وظل هذا النمط سائدا في الفترة الثالثة (أغسطس وسبتمبر).

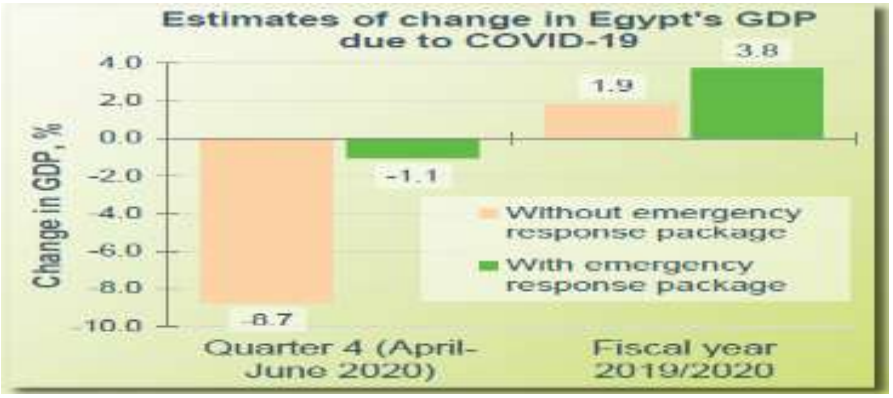
أى أن تفشي كوفيد-١٩ ترتب عليه زيادة الطلب على السلع الأساسية القابلة للتخزين والغير قابلة للتلف نسبيا مثل السكر والزيت والقمح والحبوب.

- استخدمت دراسة وزارة التخطيط والتنمية الاقتصادية (MPED) بالاشتراك مع المركز المصري للدراسات الاقتصادية (ECES) ومصادر إخبارية مختلفة وآراء الخبراء، نموذج مضاعف مصفوفة الحسابات القومية Social Accounting Matrix (SAM) multiplier، لتحديد التأثير المشترك لـ كوفيد-١٩ على الاقتصاد المصري، ومنها الناتج الزراعي والسلع الزراعية، للفترة من أبريل حتى يونيو ٢٠٢٠ (الربع الرابع٢٠١٩/٢٠٢٠) لسيناريوهات مختلفة.

وتوقعت الدراسة أن تؤدي أزمة كوفيد-١٩ إلى انخفاض بنسبة ٨.٧٪ في الناتج المحلي الإجمالي لمصر خلال الربع الرابع (أبريل إلى يونيو) من ٢٠١٩/٢٠٢٠ ، مقارنة بالربع نفسه في ٢٠١٨/٢٠١٩. وأن يتحقق انخفاض في معدل نمو سنوي ١.٩% في ٢٠١٩/٢٠٢٠. واذا تم تنفيذ حزمة استجابة الطواري، والتي تقدر بقيمة ١٠٠ مليار جنيه، سيكون التغير الربعي١.١%، ٣.٨ سنويا.

وتوقعت الدراسة بان تأثير الاغلاق على نظام الغذاء الزراعي في مصر سيكون أقل حدة من أي اقتصاد اخر، وان التقلبات في الاسعار سيكون سببها التغيرات الموسمية. وقد توقعت الدراسة مايلي:

واذا تم تنفيذ حزمة استجابة الطواري، والتي تقدر بقيمة ١٠٠ مليار جنية، سيكون التغير الربعي١.١%، ٣.٨ سنويا. وتوقعت الدراسة بأن تأثير الاغلاق على نظام الغذاء الزراعي في مصر سيكون أقل حدة من أي اقتصاد اخر، وأن التقلبات في الاسعار سيكون سببها التغيرات الموسمية. وقد توقعت الدراسة ما يلي:



شكل رقم(٣) توقعات أثر كوفيد على الناتج في مصر ٢٠١٩/٢٠٢٠. المصدر: وزارة التخطيط والتنمية الاقتصادية.

- أن جائحة كوفيد-١٩ لن يكون له تأثير مباشر على معظم إنتاج المحاصيل الزراعية مثل القمح والأرز والفواكه والخضروات، والتي يتم زراعتها وحصادها دوريا على مدار العام وتوجه بالكامل الى السوق المحلي.
- أن عرض اللحوم، لن يتأثر لقيام الدولة بمساعدة المربيين.
- أن عمليات تجهيز الأغذية Food processing تعتمد على مدخلات محلية ولن تتأثر بتوقف حركة التجارة العالمية.
- سيحدث تحول للسلع الغذائية من المطاعم والفنادق إلى الأسواق العامة، بسبب توقف السياحة واغلاق الفنادق.

ومعنى ذلك، أن جانب العرض للغذاء في مصر خلال أشهر يوليو وأغسطس وسبتمبر ٢٠٢٠ لن يتأثر بإجراءات الاغلاق وحظر الاستيراد من الخارج وارتفاع تكلفة النقل.

- قامت دراسة (Soliman, 2023) باستخدام بيانات شهرية للفترة من يناير ٢٠٢٠ الى ديسمبر ٢٠٢١(٢٤ شهرا) وتقدير العلاقة بين الرقم القياسي لأسعار المستهلكين CPI كمتغير تابع وبين ١٠ متغيرات مستقلة وهي: حالة الإصابة الجديدة، وحالات الوفاة الجديدة، مؤشر الصرامةSI، أسعار النفط الخام، مؤشر

أسعار الغذاء العالمي، مؤشر مديري المشتريات (PMI)، الرقم القياسي لأسعار المنتجينPPI، تكلفة النقل، التغير في المعروض النقدي M2، قيمة الواردات. وباستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS خلصت الدراسة إلى أن: التغير في: عرض النقود وتقلب أسعار النفط الخام وتكاليف الشحن لم يؤثر على مستوى الأسعار العامCPI، وان التغير في: عدد حالات الإصابة الجديدة بفيروس كوفيد-١٩ وأسعار المواد الغذائية والواردات ومؤشر أسعار المنتجينPPI ، أدى الى زيادة الأسعار، وان التغير في: عدد حالات الوفاة الجديدة من الوباء، ومؤشر SI، ومؤشر (PMI)، أدى إلى خفض الاسعار.

أما باقي الدراسات عن اثر كوفيد-١٩ على مصر بشكل عام، فكانت على النحو التالي:

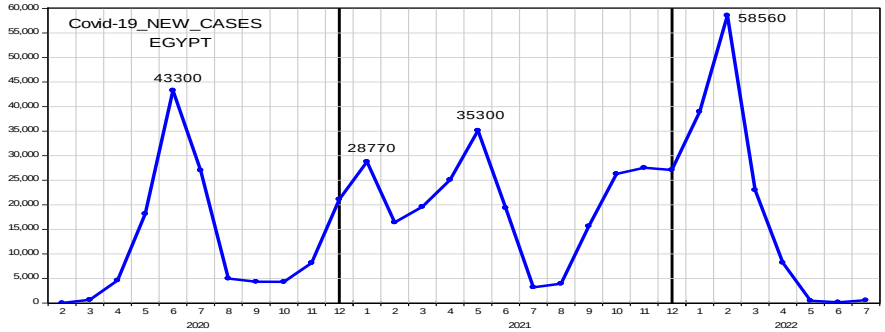
- باستخدام نموذج (ARDL)، لبيانات سنوية للفترة (٢٠٠٠-٢٠١٨) عن مصر، خلصت دراسة (عمارة، ٢٠٢١) الى وجود علاقة معنوية موجبة بين انتشار الوباء والبطالة في الأجل القصير، بمعني أن حدوث الإصابات أو زيادتها يؤدي إلى ارتفاع معدلات البطالة، لكن تأثير الوباء يتحول الى تأثير غير معنوي في الاجل الطويل.
- بحثت ورقة (جبير & عقيل، ٢٠٢٣) تداعيات جائحة كوفيد-١٩ على سلسلة التوريد المحلية والتجارة الداخلية فى مصر. واعتمدت على منهجية العرض المرجعى، وتحليل الأرقام القياسية لأسعار المستهلكين والمنتجين. وتوقعت الورقة أنه في حال استمرار الأزمة سينخفض معدل النمو الإجمالي في قطاع التجارة الداخلية إلى ٢.٢% وعلى مستوى سلسلة التوريد المحلية للغذاء، يتوقع في حال استمرار الجائحة إلى ديسمبر أن تتعطل الأنشطة الإنتاجية على طول سلسلة التوريد، وتزيد مستويات انعدام الأمن الغذائى أو انخفاض معدلاته نتيجة لانخفاض الطلب الفعال.
- خلصت دراسة (شحاده ٢٠٢١) إلى أن جائحة كورونا ساهمت في خفض الاحتياطي النقدي الأجنبي المصري نتيجة انخفاض إيرادات الدولة من العملة الصعبة، مما سيساهم في زيادة الاقتراض الخارجي وانخفاض قيمة العملة الوطنية.
- كما تناولت بعض الدراسات الاخرى أثر كوفيد-١٩ على الاقتصاد المصري، مثل دراسة (Abu Hatab et.al., 2021) حول إدراك المخاطر ومحدداتها في مؤسسات

الأغذية الزراعية الصغيرة والمتوسطة الحجم اثناء الجائحة، ودراسة (Ben Hassen et al., 2021)التي استخدمت بيانات بانل عن دول منها مصر عن آثار الوباء على السلوكيات الغذائية من حيث النوع Gender، ودراسة (Youssef & Prenaj, 2022) عن فقدان الوظائف اثناء الجائحة، ودراسة (Rosen, 2020) عن أثر كوفيد على سلاسل المأكولات البحرية، ودراسة (باغة، ٢٠٢١) عن أثر الوباء على عوائد مؤشرات الأسهم في سوق المال المصري.

ومن الاستعراض السابق حول تأثير كوفيد-١٩ على مصر يتضح وجود فجوة بحثية حول دراسة اثر تفشي الوباء واجراءات الاغلاق والتباعد الاجتماعي، أثناء الجائحة، على أسعار الغذاء، وتحديدا أسعار الطعام والشراب، في مصر.

٤- جائحة كوفيد-١٩ والاقتصاد المصري :

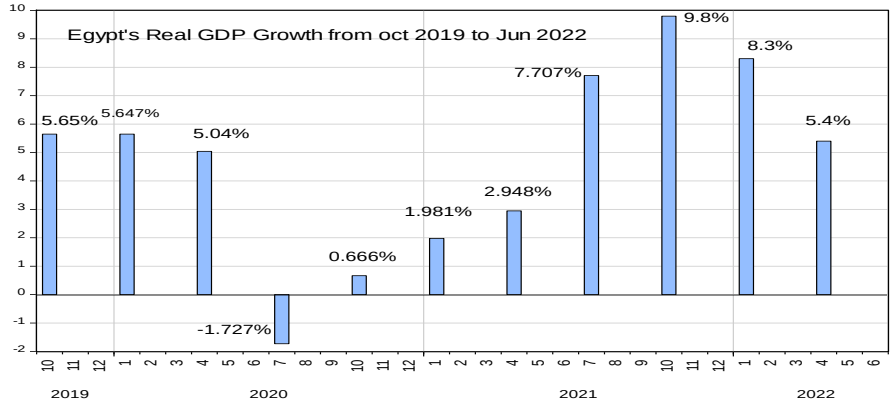
يوضح الشكل رقم (٤) انتشار وباء كوفيد-١٩ في مصر، مقاسا بعدد حالات الإصابة الجديدة شهريا New Cases ، وقد بلغت اعداد المصابين ذروتها Peak في أربعة تواريخ: الذروة الأولى في يونيو ٢٠٢٠ بواقع ٢٤.٣٠٥ الف حالة ، والثانية في يناير ٢٠٢١ بواقع ٢٨.٧٧٤ الف حالة والثالثة في شهر مايو ٢٠٢١ بواقع ٣٥.١٣٥ الف حالة ، والرابعة، وهى الأعلى، في شهر فبراير ٢٠٢٢ بواقع ٥٨.٥٦٠ حالة. ولم تتغير الذروة باستخدام مؤشر عدد حالات الإصابة الجديدة اليومية او عدد الحالات لكل مليون من السكان اليومية او الشهرية.



شكل (٤) عدد حالة الإصابة الجديدة بوباء كوفيد-١٩ شهريا في مصر. الشكل من اعداد الباحث ومصدر البيانات اليومية الخام: OWID www.ourworldindata.org

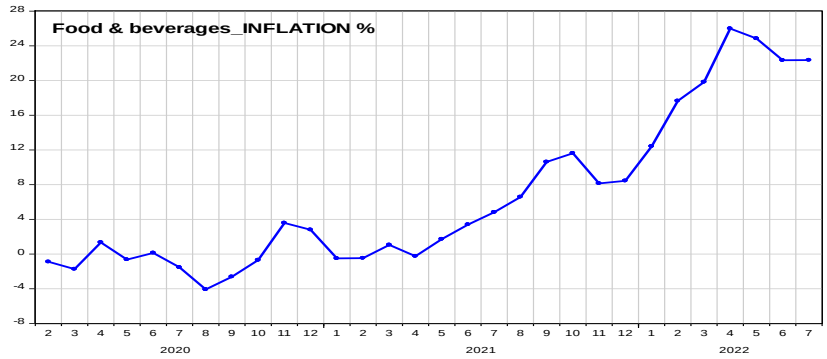
ويوضح الشكل رقم(٥) أن الاقتصاد المصري، وقبل تفشي وباء كوفيد-١٩، قد سجل معدلات مرتفعة لنمو الناتج الحقيقي، بلغت ٥.٥ % كمتوسط خلال الفترة من أكتوبر ٢٠١٩ حتى مارس ٢٠٢٠.

سجل معدل النمو الحقيقي انخفاضا ليصل الى ٥.٠٤% في ابريل ٢٠٢٠، وهو الشهر الذى تلى القرارات الاحترازية بالإغلاق وحضر التجمعات في ١٨ مارس ٢٠٢٠ لمنع تفشي الوباء ، وفى يوليو ٢٠٢٠ سجل الناتج الحقيقي نموا سالبا بلغ -١.٧% اى بعد تسجيل الذروة الأولى المتحققة في عدد المصابين بالوباء كما بالشكل(١) . وفى أكتوبر ٢٠٢١ بلغ المعدل ٠.٧% ، واستمر معدل النمو الحقيقي عند معدلات منخفضة حتى شهر يوليو ٢٠٢١ .



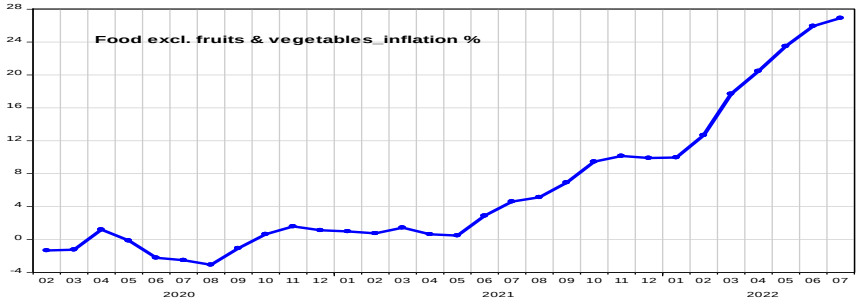
شكل (٥) معدل نمو الناتج الحقيقي في مصر قبل واثناء تفشي كوفيد-١٩

ويوضح الشكل(٥)، أيضا، ان معدل النمو الحقيقي قد بدأ في الانخفاض اعتبارا من فبراير ٢٠٢٢ ، اى بعد حدوث الذروة الرابعة لأعداد حالات الإصابة الجديدة ، كما بالشكل(٤)، والذى تزامن أيضا مع بداية الحرب الروسية الأوكرانية.



شكل (٦) تضخم اسعار الغذاء (الطعام والمشروبات) اثناء تفشي كوفيد-١٩، المصدر: البنك المركزي المصري

ويوضح الشكل (٦) تضخم أسعار الغذاء مشتملة على الخضر والفاكهة مقاسا بالتغير في الرقم القياسي لأسعار المستهلكين للغذاء (الشهر الجاري الى الشهر المناظر فى العام السابق)، بينما يوضح الشكل (٧) تضخم أسعار الغذاء مستبعدا منه الخضر والفاكهة .



شكل (٧) تضخم اسعار الغذاء مستبعدا منها الخضر والفاكهة اثناء تفشي كوفيد-١٩ ، المصدر: البنك المركزي المصري

ومن الشكلين نلاحظ:

أولا: وجود ارتفاعا مستمرا في تضخم أسعار الغذاء اثناء تفشي كوفيد- ١٩، مقاسا بالمؤشرين.

ثانيا: ان معدلات تضخم أسعار الغذاء مشتملة على بندي الخضر والفاكهة كانت اكثرا تقلبا كما بالشكل (٦).

ولمواجه اثار الوباء اقتصاديا، سارعت الحكومة المصرية بالاستجابة السريعة من خلال خطة دعم شاملة للحد من تفشي الوباء مع الحفاظ على الاستقرار الاقتصادي. وعلى سبيل المثال:

- الدعم المالي: الذى تضمن مساعدة مؤسسات الأعمال والعاملين في القطاعات الأشد تضررا مثل السياحة والصناعة التحويلية، وتأجيل سداد الضرائب، وتوسيع برامج التحويلات النقدية إلى الأسر الفقيرة والعاملين غير النظاميين.
- قام البنك المركزي المصري بتخفيض أسعار الفائدة الأساسية بمقدار ٤٠٠ نقطة أساس خلال عام ٢٠٢٠ – فانخفض سعر الفائدة على الودائع لليلة واحدة من ١٢,٢٥% إلى ٨,٢٥% – للمساعدة على دعم النشاط الاقتصادي وتخفيف الضغوط في الأسواق المالية المحلية.
- أطلق البنك المركزي عدة مبادرات لتخفيف الضغوط على المقترضين وضمان توافر السيولة للقطاعات الأشد تأثرا، منها زيادة إمكانات الحصول على ائتمان بأسعار فائدة تفضيلية وتأجيل سداد الاستحقاقات الائتمانية القائمة لمدة ستة أشهر. وكانت هذه التدابير الاستثنائية على مستوى القطاع المالي مهمة لضمان سلاسة تدفق الائتمان في الاقتصاد في أعقاب أزمة كوفيد-١٩.

٥- البيانات ومنهجية التقدير:

نظرا لأن طرق الانحدار المعيارية تتطلب للتقدير ان تكون كل السلاسل الزمنية لها نفس التكرار او التردد frequency ، لذلك عند التقدير باستخدام طريقة المربعات الصغرى الاسقاطيةPLS سيتم تحويل سلاسل مؤشرات الوباء (المتغيرات المستقلة) من سلاسل عالية التكرار اليومية الى سلاسل منخفضة التكرار الشهرية، حتى يمكن التقدير باستخدام سلاسل لها نفس التكرار. اما في طريقة MIDAS فسوف يتم استخدام السلاسل مختلفة التكرار، يومية لمؤشرات الوباء وشهرية لمعدل تضخم الغذاء.

٥-١- البيانات ومعالجتها:

■ المتغير التابع: مؤشر أسعار الغذاء $(FodP)_t$

ولأن الدراسة سوف تقيس الأثر على مؤشرين لأسعار الغذاء فسوف يتم اجراء تقديرات بديلة على اعتبار أن المتغير التابع هو:

١) الرقم القياسي الشهري لأسعار الطعام والمشروبات Food & beverages: والذي يتكون من بنود: الحبوب والخبز، اللحوم والدواجن، الأسماك والمأكولات البحرية، الالبان والجبن والبيض، الزيوت والدهون، الفاكهة، الخضروات، السكر والأغذية السكرية، منتجات غذائية أخرى، وأسعار المشروبات تشمل: البن والشاي والكاكاو، المياه المعدنية والغازية والعصائر الطبيعية. ومصدر هذه السلسلة الشهرية موقع منظمة الأغذية والزراعة. وسنة الأساس ٢٠١٥.

وتم تخليص سلسلة $(FodP)_t$ من التغيرات الموسمية باستخدام طريقة Census X12 المتاحة في الحزمة EViews10 للبيانات من يناير ٢٠١٩ الى يونية ٢٠٢٠(٤٢ مشاهدة). وسيتم استخدام هذه السلسلة كمتغير تابع عند التقدير باستخدام طريقة PLS.

٢) تضخم أسعار الغذاء الشهرىFood Inflation Rate : مقاسا بالفروق الأولى للرقم القياسي لأسعار الطعام والمشروبات السابق. وسيتم استخدام هذه السلسلة كمتغير تابع عند التقدير باستخدام طريقة MIDAS.

■ المتغيرات المستقلة: وتشمل مؤشرين لقياس انتشار الوباء ومؤشر لقياس الاغلاق:

(١) عدد حالات الإصابة الجديدة اليومية المؤكدة بكوفيد-١٩ ، وتم استخدام سلسلة لوغاريتم الفروق الاولى عند توظيف الطريقة الثانية MIDAS ، اما في طريقة PLS فسيتم استخدام اجمالي عدد الحالات الإصابة الجديدة في نهاية كل شهر، ونرمز لها بالرمزCC .

(٢) مؤشر رقم التكاثر الفعال اليومي Effective Reproduction Number أو معدل الإصابة بالعدوى مقاسا بعدد الافراد المنقول لهم العدوى من شخص مصاب. وسيتم استخدام القيمة المسجلة في نهاية كل شهر عند التقدير بطريقة PLS ، واستخدام القيم اليومية في طريقة MIDAS ونرمز له بالرمز R_t.

(٣) مؤشر الاغلاق: مقاسا بمؤشر الصرامة Stringency-index اليومية: وسيتم استخدام القيمة المسجلة في نهاية كل شهر عند التقدير بطريقة PLS ، واستخدام القيم اليومية في طريقة MIDAS وسوف نرمز له بالرمز SI . ومصدر هذه السلاسل الثلاثة موقع : www.ourworldindata.org

٥-٢- الاطار النظري لبناء طريقة المربعات الصغرى الاسقاطية : البيانات الشهرية :

يتحدد معدل التضخم العام، نظريا، بمتغيرات كثيرة منها: عرض النقود، سرعة دوران النقود، الناتج الاسمي، الانفاق الحكومي، الصادرات والواردات، أسعار الصرف ، سعر الفائدة، التضخم في الدول الأجنبية. وبالنسبة لأسعار السلع الغذائية يضاف الى العوامل السابقة الظروف الجوية، الكوارث الطبيعية، القلاقل السياسية، تكاليف النقل، مدى قابلية السلعة للتلف او للتخزين وغيرها من العوامل.

واذا أردنا أن نقيس أثر انتشار وباء كوفيد-١٩ وما رافقه من إجراءات احترازية على أسعار الغذاء في مصرFodP، وتم قياس انتشار الوباء بعدد حالات الإصابة الجديدةCC ومؤشر العدوى R ، وقياس مؤشر الاغلاق والتباعد الاجتماعي بمعدل الصرامة SI ، فان المعادلة المطلوب تقدير معلماتها ستكون على الشكل التالي:

$$(FodP)_t = f[(CC)_t, R_t, (SI)_t ; q], \text{---------- (1)}$$

حيث أن q تمثل المتغيرات الأخرى، التي تمثل محددات التضخم السابق ذكر بعضها، بخلاف مؤشرات الوباء. لكن المشكلة القياسية للصيغة (1) أن المتجه q يجب أن يشمل على كافة المتغيرات(محددات التضخم السابقة) التى تؤثر على أسعار الغذاء $(FodP)_t$، لكن عدد هذه المتغيرات كبير، وبعضها صعب التوصيف أو غير قابلة للقياس أو غير مشاهدة، وبالتالي يستحيل وضعها فى معادلة واحدة وتقديرها. وفي المقابل إذا تم تجاهل متغيرات q واعتبارها متغيرات محذوفة omitted variables، وكان أي متغير في q مرتبط بمؤشرات كوفيد-١٩ (كمتغيرات مستقلة) فإن المعلمات التى سوف تنتج من تقدير المعادلة(١) ستكون متحيزة وغير متسقة، وبالتالي يصعب انطباق نظرية الاستدلال الاحصائي عليها.

وطبقا لدراسات (Branson and Lovell, 2000) ، (Leightner, 2005, 2007, 2015)، (عبدالقادر، ٢٠٢٢)، سوف يتم استخدام طريقة المربعات الصغرى الاسقاطية Projected Least Squares(PLS) بدمج طريقة التحليل الغلافي للبيانات (DEA) كمسألة برمجة خطية (كطريقة غير معلمية) مع طريقة تقدير معلمية وهي طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) ، باستخدام بيانات شهرية من مارس ٢٠٢٠ إلى مارس٢٠٢٢. وطبقا لهذه الدراسات يمكن حساب مؤشر يعكس آثار المتغيرات المحذوفة بالمتجه q على المتغير التابع (أسعار الغذاء) دون الحاجة إلى ادراج كافة المتغيرات المحذوفة، وسوف يتم تقدير المعادلة (١) على مرحلتين:

■ المرحلة الأولى: استخدام التحليل الغلافي للبيانات Data Envelopment Analysis(DEA) كمسألة برمجة خطية Linear Programming Model لعزل أثر العوامل الأخرى المحذوفة (والتى كان يجب تضمينها فى المتجة q) على $(FodP)_t$.

وبشكل محدد، فإن نموذج البرمجة الخطية، في حالة تدنية دالة الهدف، يبحث عن أقل قيمة للمدخلات input(مؤشرات الوباء) كمتغيرات مستقلة تتوافق مع المعدل المعطى للمخرجاتoutput (اسعار الغذاء). نفرض أن لدينا بيانات مشاهدات عن أسعار الغذاء $(FodP)_t$ وعدد حالات الإصابة الجديدة $(CC)_t$ ومؤشر العدوى R_t ، ومؤشر معدل الصرامة $(SI)_t$ ، لشهور متتالية$t=1,\ldots,T$ ، فيمكن صياغة مشكلة البرمجة الخطية على النحو التالي:

$$
\begin{aligned}
&\text{Objective:} \quad \min \ \theta \\
&\text{subject to:} \quad \theta\,(CC)^o \geq \Sigma_t\, \lambda^t (CC)^t\,, \\
&\qquad\qquad \theta\,(R)^o \geq \Sigma_t\, \lambda^t (R)^t\,, \\
&\qquad\qquad \theta\,(SI)^o \geq \Sigma_t\, \lambda^t (SI)^t\,, \\
&\qquad\qquad \Sigma_t\, \lambda_i\, FodP \geq FodP^{\,o}\,, \\
&\qquad\qquad \lambda_t \geq 0\,; \qquad\qquad t=1,\ldots,\ldots T \\
&\qquad\qquad \Sigma_t\, \lambda^t = 1. \qquad \text{----------(2)}
\end{aligned}
$$

هذا البرنامج يتم حله لكل مشاهدة (كل شهر) أى عدد T من المرات، فبالنسبة للشهر "o" فان البرنامج يبحث عن اقل قيمة لـ $(CC)^O$ و $(R)^O$ و $(SI)^O$ كمدخلات Inputs للحصول على القيم المعطاة لمتغير أسعار الغذاء $(FodP)^O$ الذي يمثل الناتج Output ، وهذا يتطلب كما بالقيود الأول والثاني الثالث أن لا تقل قيمة اى مؤشر للوباء فى السنة o عن المجموع المرجح للقيم الفعلية المشاهدة فى بعض الشهور الاخرى، والقيد الرابع يتطلب أن لا يتجاوز مؤشر أسعار الغذاء في الشهر o المجموع المرجح لمؤشر أسعار الغذاء لبعض الشهور الاخرى. والقيدين الاخيرين يتطلبان أن يكون مجموع الاوزان الترجيحية $\Sigma_t \lambda^t$ مساويا للوحدة، وأن يكون الوزن الترجيحي لأي شهر λ غير سالب.

والقيم التى نحصل عليها للمعلمة θ^t تشير الى أداء مؤشر اسعار الغذاء فى الشهر o بالمقارنة Peer ببعض الشهور الأخرى، ومعنى ذلك أن القيم المحسوبة لدالة الهدف θ^t تمثل الكفاءة (ومعكوسها يمثل عدم الكفاءة) ويمكن استخدامها كمؤشر يقيس أثر المتغيرات غير الضريبية المحذوفة وغير المشاهدة q .

وطبقا لمشكلة البرمجة الخطية (٢) يجب أن يتحقق الشرط: $\theta^t \leq 1$، وبالتالي إذا كانت$\theta^t=1$ فان أثر مؤشرات الوباء على معدل تضخم أسعار الغذاء ستكون عند حدها الادنى، وان تأثيرات المتغيرات المحذوفة qعلى الأسعار ستكون عن حدها الأقصى في هذا الشهر. وبيانيا فإن المشاهدات التى تناظر$\theta^t=1$ تمثل المشاهدات التى تقع على خط حدد الكفاءةEfficiency frontier . والعكس إذا كانت$\theta^t<1$ أى أقل من الواحد. وبيانيا فإن هذه المشاهدات التى تناظر $\theta^t<1$ تمثل مشاهدات تقع أسفل خط حد الكفاءة.

■ <u>المرحلة الثانية: تقدير المعلمات:</u>

يمكن إحلال المؤشر θ^t بدلا من المتجه q بتحويل المعادلة (١) الى الشكل التالي واستخدام طريقة OLS في التقدير:

$$\mathbf{(FodP)t = \beta0 + \beta1\ (CC)t + \beta2\ Rt + \beta3\ (SI)t + \beta4\ \theta + \varepsilon \text{ -------(3)}}$$

حيث ان:

β_1، β_2 ، β_3 ، β_4 معلمات عدد حالات الإصابة الجديدة (CC) ومعدل العدوى (R) ومعدل الصرامة (SI) ومؤشر المتغيرات المحذوفة θ ، على الترتيب، ومن الممكن أن تكون اشارتها سالبة أو موجبة.

٥-٣- الاطار النظري لطريقة MIDAS: البيانات مختلفة التكرار :

تسمح طريقة (MIDAS) Mixed Data Sampling التي قدمتها دراسة (Ghysels et al., 2021) للتقدير والتنبؤ بالمزج بين بيانات منخفضة التكرار وهى في حالتنا معدل تضخم أسعار الغذاء (الشهرية) كمتغير تابع، وبيانات القيم اليومية عالية التكرار لكل من عدد حالات الإصابة CC ومعدل العدوىR_t ومؤشر الصرامة SI، كمتغيرات مستقلة. ويتم توصيف العلاقة المطلوب تقديرها بالمعادلة التالية:

$$y_t^L = W_{t-1}^L \beta + f(\{X_{t/S}^H\}, \theta, \lambda) + \epsilon_t - - - - - (4)$$

حيث أن:

- y_t^L المتغير التابع منخفض التكرار (شهري).
- W_{t-1}^L : أى متغير المستقل مبطأ له نفس التكرار(الشهري)، ويحتمل أن يؤثر في y.
- f دالة توصف أثر البيانات عالية التكرار X^H فى الانحدار منخفض التكرار y^L
- $X_{t/S}^H$: المتغير أو المتغيرات المستقلة التي لها تكرار عالي H (يوميا).S الفترة الزمنية للمتغير X^H المطلوب تقدير أثرها على قيم المتغير y خلال الشهر الجاري t.
- β ، θ ، λ المعلمات المطلوب تقديرها.

ونظريا، هناك طريقتين لتقدير انحدار أثر المتغير عالى التكرار على المتغير التابع منخفض التكرار:

الأولى: تقدير المعلمات الفردية individual coefficients او الطريقة غير المقيدة. وبالنسبة للانحدار الشهري مع سلسلة يومية ذات تردد أعلى ، هناك ٣٠ يوم في كل شهر ، لذا فإن هذه الطريقة تضيف ٣٠ مقدر regressors إلى انحدار التردد

المنخفض. بحيث يحتوي المقدر الأول على قيم اليوم الأول في الشهر المقابل، والمقدر الثاني يشمل قيم اليوم الثاني في الشهر... وهكذا حتى المقدر الثلاثون ، ونحصل على المعلمة $\boldsymbol{\theta}$ لكل S للمتغير عالى التكرار من المعادلة (٥):

$$y_t^L = W_{t-1}^L \beta + \sum_{\tau=0}^{S-1} X_{(t-\tau)/S'}^H \theta_\tau + \epsilon_t - - - - - - - - (5)$$

حيث تاو $\boldsymbol{\tau}$ تمثل الزمن للمتغير عالي التكرار داخل الزمن t للمتغير منخفض التكرار

.

الثانية: طريقة التجميع المبسط simple aggregation لقيم المتغير X^H لمجموعة فترات جزئية S repressor وفيها يتم حساب مجموع القيم اليومية بكل شهر (او متوسطها) كمقدر واحد خلال فترة سابقة (قيم مبطأة) مع إعطاء القيم أوزان ترجيحية متساوية ، ويعامل كمتغير مستقل واحدone repressor . وباستخدام المعادلة(٦) نحصل على معلمة واحدة $\boldsymbol{\lambda}$ لكل الفترة :

$$y_t^L = W_{t-1}^L \beta + \left[\sum_{\tau=0}^{S-1} X_{(t-\tau)/S}^H\right]' \lambda + \epsilon_t - - - - - - (6)$$

وتقدم طريقة MIDAS حلا وسطا بين الطريقتين السابقتين بتوظيف دوال الاوزان للمتغيرات عالية التكرار، حيث تقوم دوال الأوزان في MIDAS بتخفيض عدد المعلمات في النموذج عن طريق وضع عدد من القيود على تأثيرات المتغيرات عالية التكرار في فترات ابطاء مختلفة.

ويوجد عدة نماذج طبقا لدوال الاوزان في طريقة MIDAS وسوف نقتصر على نموذجين منها:

- النموذج الأولAlmon (PDL) Weighting : ويتم استخدام ترجيح ألمون Almon لكثيرات الحدود ذات التوزيع المبطأ Polynomial Distributed Lag(PDL) لوضع قيود على المعلمات المبطأة المستخدمة في التقدير. ويتم استخدام الصيغة(٧) التالية:

$$y_t^L = W_{t-1}^L \beta + \sum_{\tau=0}^{k-1} X_{(t-\tau)/S'}^H \left(\sum_{j=0}^{p} \tau^j \theta_j \right) + \epsilon_t - - - - - - - (7)$$

حيث أن: $\left(\sum_{j=0}^{p} \tau^j \theta_j\right)$ تمثل دالة الاوزان الترجيحية ، P رتبة order كثيرات الحدود لالمون ، k عدد فترات الابطاء لقيم المتغير المستقل عالي التكرار Lag Selection المستخدمة في تفسير التغير في المتغير التابع في الفترة المناظرة. ونلاحظ ان عدد المعلمات المقدر θ_j تتحدد برتبة كثيرات الحدود p وليس بعدد فترات الابطاء k . واذا افترضنا أن مجموعة القيم للمتغير المستقل عالي التكرار هي $Z_{i,t}$ فيمكن تبسيط وإعادة ترتيب المعدلة (٧) لتصبح على الشكل التالي:

$$y_t^L = W_{t-1}^L \beta + \sum_{i=0}^{k} Z_{i,t}{}' \theta_i + \epsilon_t - - - - - - - - (8)$$

حيث أن :

$$Z_{t,i} = \sum_{i=0}^{k-1} \tau^i X_{(t-\tau)/S}^H$$

ويستخدم هذا النموذج اذا كانت العلاقة بين البيانات تأخذ اتجاه دالة متعددة الحدود (تربيعي – تكعيبي).

- النموذج الثاني: نموذج Beta Weighting: ويعتمد على دالة ترجيح بيتا المعدلةnormalized beta weighting . وينطبق هذا النموذج على سلوك المتغيرات العشوائية غير الخطية. واذا افترضنا ان مجموعة القيم للمتغير المستقل عالي التكرار هي $Z_{i,t}$ فيمكن تبسيط وإعادة ترتيب المعادلة لتصبح على الشكل التالي:

$$y_t^L = W_{t-1}^L \beta + \sum_{i=0}^{k} Z_{i,t}^{i}{}' \lambda_i + \epsilon_t - - - - - - - - (9)$$

حيث ان:

- k عدد فترات الابطاء ، والمعامل λ يمثل الميل العام common slope عبر فترات الابطاء .
- مجموعات القيم للمتغير المستقل عالي التكرار هي $Z_{i,t}$

$$Z_{t,i} = \left(\frac{\omega_i^{\theta_1 - 1}(1-\omega_i)^{\theta_2 - 1}}{\sum_{j=0}^{k} \omega_j^{\theta_1 - 1}(1-\omega_j)^{\theta_2 - 1}} + \theta_3 \right) X^{H}_{(t-\tau)/S}$$

حيث تمثل ω قيمة صغيرة جدا عندما $i = 0$

وبتوقف شكل دالة بيتا على قيم المعلمات الثلاثة θ_1 و θ_2 و θ_3 .

٦- نتائج التقدير ومناقشة النتائج :

٦-١ نتائج التقدير باستخدام طريقة PLS للبيانات الشهرية :

<u>أولا: نتائج التقدير فى المرحلة الأولى</u>: تم حساب مؤشر الكفاءة θ (مؤشر المتغيرات المحذوفة) باستخدام برنامج Win4Deap بحل مشكلة البرمجة الخطية (٢) في ظل افتراضات: تدنية دالة الهدف بتدنية المدخلاتInput Oriented ، وتغير الغلة بالنسبة للحجم Variable Returns to Scale.

جدول(١) مؤشرات تفشي الوباء والاغلاق ومؤشر الكفاءة θ

الشهر	الرقم القياسي لأسعار الغذاء	معدل الصرامة SI	معدل العدوى Rt	حالات الإصابة الجديدة CC	المتغيرات المحذوفة θ
Mar20	**194.83**	**84.26**	**1.49**	**651**	**100.0%**
April	**201.93**	**84.26**	**1.31**	**4612**	**87.0%**
May	**201.03**	**84.26**	**1.38**	**18181**	**76.4%**
June	**198.21**	**71.3**	**0.97**	**43305**	**77.5%**
July	**196.44**	**60.19**	**0.6**	**27003**	**88.8%**
Aug	**193.20**	**62.96**	**1.06**	**4970**	**90.7%**
Sept	**192.71**	**65.74**	**0.93**	**4352**	**94.4%**
Oct	**192.96**	**60.19**	**1.12**	**4306**	**91.1%**
Nov	**198.24**	**60.19**	**1.16**	**8156**	**86.0%**
Dec	**195.78**	**65.74**	**1.29**	**21103**	**78.0%**
Jan-21	**192.71**	**54.63**	**0.83**	**28774**	**82.8%**
Feb	**192.63**	**54.63**	**0.99**	**16411**	**82.9%**

March	**196.87**	**50.93**	**1.05**	**19603**	**85.5%**
April	**201.44**	**50.93**	**1.1**	**25099**	**85.5%**
May	**204.57**	**65.74**	**0.92**	**35135**	**79.7%**
June	**204.958**	**43.52**	**0.64**	**19365**	**100.0%**
July	**205.93**	**43.52**	**0.81**	**3184**	**100.0%**
Aug	**205.93**	**43.52**	**1.38**	**3947**	**100.0%**
Sept	**213.15**	**43.52**	**1.15**	**15621**	**100.0%**
Oct	**215.3**	**43.52**	**1.04**	**26301**	**100.0%**
Nov	**214.327**	**43.52**	**1**	**27545**	**100.0%**
Dec	**212.18**	**43.52**	**0.99**	**27099**	**100.0%**
Jan-22	**216.67**	**43.52**	**1.23**	**38960**	**100.0%**
Feb	**226.625**	**43.52**	**0.8**	**58560**	**100.0%**
March	**235.799**	**43.52**	**0.26**	**23016**	**100.0%**

ويوضح جدول (١) أن الشهور المناظرة لقيم $\theta=1$ أو ١٠٠% كان فيها أثر المتغيرات المحذوفة q على الرقم القياسي لأسعار الغذاء مشتملا على أسعار الخضر والفاكهة، عند حدها الأقصى مقارنة بالشهور الاخرى نسبيا.

ثانيا: نتائج تقدير المعلمات: تم تقدير نموذجين باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS ، النموذج **الأول**: لتقدير معلمات العلاقة بين كل من: مؤشري انتشار الوباء (عدد حالات الإصابة الجديدة NTC) ومؤشر العدوى(R) ومؤشر الاغلاق والتباعد الاجتماعي (مؤشر الصرامة SI) ومؤشر المتغيرات المحذوفة θ كمتغيرات مستقلة، والمتغير التابع أسعار الغذاء (الرقم القياسي لأسعار لغذاء)، فى مصر للفترة من شهر مارس ٢٠٢٠ وحتى شهر مارس ٢٠٢٢ . وعند تقدير النموذج الثاني تم استبعاد متغير مؤشر الصرامة SI لعدم معنويته في النموذج الأول. وتوضح النتائج بالجدول (٢) ما يلي:

أولا: اجتاز النموذجين الاختبارات التشخصية ووجودة النموذج، حيث انهما يفسران ٥٨% من التغيرات في أسعار الغذاء خلال فترة الدراسة Adjusted R^2=58% ، والبواقي خالية من الارتباط الذاتي حيث يمكن قبول الفرض الصفري H0: no Serial Correlation استناد الى قيم واحتمالية كاى تربيع من اختبار

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test. أيضا يمكن قبول الفرض الصفري بعدم وجود اختلاف التباينHeteroskedasticity للتقدير استنادا الى قيم كاى تربيع من اختبارBreusch-Pagan-Godfrey .

جدول(٢) نتائج تقدير المعادلة (١): المتغير التابع الرقم القياسي لأسعار الغذاء $(FodP)_t$

المتغيرات المستقلة		النموذج الأول		النموذج الثاني	
		Coeff.	t-Stat.	Coeff.	t-Stat.
Constant	β	-98.18	-1.84	78.4	3.34***
(CC)t	B_1	3.8	2.77**	4.15	3.17***
(R)t	B_2	16.55	2.47**	15.65	2.37**
(SI)t	B_3	-0.12	-0.90	---	----
(θ)t	B_4	63.72	3.16***	75.18	4.83***
Adjusted R^2		0.58		0.58	
Durbin-Watson stat		1.41		1.58	
Serial Correlation LM Test+		F=0.567 Prob(2,17)=0.75		F=0.094 Prob(2,18)=0.91	
Heteroskedasticity Test ++		F=0.137 Prob(٤,19)=0.97		F=0.213 Prob(3,20)=0.89	

+ Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test, Null Hypothesis: no Serial Correlation

++ Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey, Null Hypothesis: no Heteroskedasticity

ثانيا: عند حذف متغير مؤشر الصرامة وتقدير النموذج الثاني، زادت القوة التشخصية للنموذج وزادت قيم ومعنوية باقي المعلمات. وجاءت نتائج تقدير النموذجين على النحو التالي:

- بالنسبة لمؤشر الصرامة Stringency-index(SI) كمقياس للإغلاق والتباعد الاجتماعي، فقد جاء أثره غير معنوي في النموذج الاول. اى أن أسعار الغذاء في مصر أثناء وباء كورونا لم تتأثر بإعلان التوقف الجزئي والاغلاق والتباعد الاجتماعي. وهذه النتيجة منطقية، للأسباب التالية:

١- ففي اطار الشعار الذي طبق عمليا في مصر : "أن الموت نتيجة الاغلاق وتوقف الأسواق يساوى الموت نتيجة كورونا"، كما كانت الغلبة للثروة فيما عرف بالتقابل بين الصحة- الثروة Health-Wealth trade off. فسكان المدن لم يلتزموا بالحظر أو الاغلاق أو التباعد إلا لفترة زمنية قصيرة جدا، وكان البقاء في المنزل يساوى الموت لفئات ليست قليلة.

٢- فيما يخص سكان الريف او المزارعين والمنتجين للغذاء، وحيث من المعلوم ان المزارعين يسكون في منازل واسعة ويعملون في الحقول الواسعة وبالتالي فان قرارات الاغلاق وآثاره لم يتحقق في هذا الحالة ، فقد سارت معظم الأنشطة الزراعية في مصر بشكل أقرب الى الطبيعي في اثناء كورونا. ولم تسجل اخبار عن توقف انشطة الزراعة او الحصاد لاى محصول، ولم تحجز شاحنات النقل في أي مكان وتمنع من العبور للأسواق.

- بالنسبة لمؤشري تفشي الوباء: تشير النتائج إلى ان الخوف من الإصابة وتجنب العدوى ارتبط بارتفاع أسعار الغذاء، فطبقا لقيمة معلمة t(CC)، فانه كلما زاد عدد الأشخاص الذين تم التأكد من إصابتهم بـ كوفيد-١٩ بمعدل ١% كلما زاد الرقم القياسي لأسعار الغذاء بواقع ٤.٢ نقطة شهريا. واذا زاد عدد الافراد الذين يمكن ان تنقل اليهم العدوى من كل شخص مصاب Effective Reproduction Number Rt ، زادت أسعار الغذاء بواقع ١٥.٧ نقطة شهريا.

ومعنى هذا النتائج ان اثر التغيرات في ظروف الطلب للغذاء كانت اكثر تأثيرا من ظروف العرض على أسعار السلع الغذائية والطعام ، أي أن عوامل زيادة الطلب على الغذاء التي أدت إلى زيادة الأسعار في فترة كورونا قد تغلبت على عوامل العرض التي لم تؤثر الا بشكل ضعيف على المعروض.

وفيما يخص جانب الطلب، فان بقاء الافراد في المنزل والتجمعات الأسرية فرضت نمطا استهلاكيا اثناء الوباء، وأدى الى زيادة الطلب على بعض السلع. أيضا لعب العامل النفسي والخوف من طول فترة الوباء، او ما يعرف بعدم اليقين الوبائي، أو الزعر الشرائي إلى سعي الأفراد إلى الشراء بغرض التخزين ، أى زيادة الطلب

الاحترازي للأسر على الغذاء ، وخصوصا من السلع القابلة للتخزين مثل السكر والزيت والبقوليات والمكرونة، وهو ما انعكس آثاره في ارتفاع أسعار المواد الغذائية.

وفى جانب العرض تتفق نتائج التقدير مع نتائج الدراسة المسحية للجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء عن تأثير كورونا على الاسر المصرية خلال الفترة من بداية جائحة كورونا حتى ٢٠ سبتمبر ٢٠٢٠، والتي توصلت إلى ارتفاع استهلاك الاسر المصرية أثناء وباء كورونا من السكر والزيت والأرز والفول والعدس والفاصوليا والمكرونة والقمح والدقيق، مقابل انخفاض استهلاكها من ٤ سلع فقط وهي اللحوم والاسماك والطيور والفاكهة.

وتتفق هذه النتائج، أيضا، مع نتائج توقعات وزارة التخطيط والتنمية الاقتصادية (MPED) بالاشتراك مع المركز المصري للدراسات الاقتصادية (ECES) في ٢٠٢٠ بأن جائحة كوفيد-١٩ لن يكون له تأثير مباشر على إنتاج معظم المحاصيل الزراعية مثل القمح والأرز والفواكة والخضروات والتي يتم زراعتها وحصادها دوريا على مدار العام وتوجه إلى السوق المحلي.

- بالنسبة لأثر المتغيرات المحذوفة : جاء أثر المتغيرات المحذوفة منطقيا ومتسقا مع مقتضيات النظرية الاقتصادية، فقد بلغت قيمة المعلمة θ حوالى ٧٥.٢ ، ومعنى ذلك ان اثر المتغيرات الأخرى على زيادة أسعار الغذاء يعادل ٣.٥ مرة لأثر المتغيرات المرتبطة بوباء كوفيد-١٩ .

٦-٢-نتائج التقدير لنماذج MIDAS :

قبل اجراء تقدير MIDAS ، من الضروري التأكد من مسألتين من أجل التوصل إلى تقديرات موثوقة:

الأولى: سكون البيانات وعدم وجود جذر الوحدة:

ولاختبار وجود جذر الوحدة تم استخدام اختبار Innovational Outlier (IO) والذي يفترض وجود تغير تدريجي لوسط السلسلة الزمنية واختبار Additive Outliers (AO) والذي يفترض وجود انكسار مفاجئ فى السلسلة الزمنية، أي بافتراض وجود تغيرات هيكلية مفاجئة في البيانات.

جدول(٣) نتائج اختبار جذر الوحدة فى وجود تغيرات هيكلية(النموذج 1)

	المستويات				الفروق الاولى			
	Innovational Outlier (IO)		Additive Outliers (AO)		Innovational Outlier (IO)		Additive Outliers (AO)	
المتغير	t- statistic	TB	t-statistic	TB	t- statistic	TB	t-statistic	TB
الرقم القياسي لأسعار الغذاء $(FodP)_t$	-0.631 (0)	2022 M01	-2.097 (1)	2021 M07	-4.199** (0)	2021 M11	-4.199* (0)	2021 M12
عدد حالات الإصابة الجديدة CC	-3.910 (10)	28/3 2022	-3.772 (15)	22/5 2022	-28.4** (0)	23/6 2022	-29.2*** (0)	20/4 2022
معدل العدوى Rt	-5.35*** (2)	11/4 2022	-4.743** (2)	12/2 2022				
مؤشر الصرامة SI	-2.097 (1)	28/3 2022	-4.199** (0)	11/4 2022				
القيمة الحرجة عند مستوى ٥%	-4.443		-4.443		-4.443		-4.443	

**** ،*** معنوية عند مستوى ٥% ، ١% على الترتيب، TB=Time Break، ما بين الأقواس: عدد فترات الإبطاء**

ويتضح من جدول(٣) أن كل من سلسلة الرقم القياسي للأسعار $(FodP)_t$ وعدد حالات الإصابة الجديدة البومية بكوفيد-١٩ CC غير ساكنة في المستويات ولكنهما سكنتا بعد أخذ الفروق الأولى ، ولذا سوف يتم استخدام الفروق الأولى للوغاريتم المتغيرين في تقدير الانحدار.

بينما يتضح أن كل من سلسلة معدل العدوىRt ومؤشر الصرامة SI ساكنتين ومن الرتبة صفر، ولذا سوف يتم استخدام القيم الاصلية لهذين المتغيرين في تقدير الانحدار.

الثانية: هي ضرورة معرفة دالة الترجيح المناسبة. ولذا تم استخدام مرشح Hodrick-Prescott Filter للحصول على سلاسل القيم الاتجاهية للمتغيرات الأربعة، ثم تم تقدير الانحدار بين قيم هذه المتغيرات y كل على حدة، على الزمن Time باستخدام المعادلة (١٠) التالية:

$$y=b_0+ b_1*Time+ b_2*(Time)^2++ b_3*(Time)^3+e----------(10)$$

واتضح ان صيغة كثيرات الحدود التكعيبية Cubic والتربيعية Quadratic هي الصيغة الأفضل التي تمثل سلوك المتغيرات الأربعة. لذا سوف يتم استخدام دالة ترجيح ألمون أو النموذج الأول Almon (PDL) Weighting في ظل الافتراضات التالية:

- إن رتبة او درجة كثيرات الحدود تساوى ٣ (او p=3 :polynomial degree 3) ، استنادا الى نتائج تقدير المعادلة (١٠).
- تم التقدير لأثر العلاقة بين المتغير التابع وهو الفروق الأولى للقيم اللوغاريتمية للرقم القياسي لأسعار الغذاء (FodP)t وهو يقيس معدل تضخم الغذاء INF بتكرار شهري، وبين قيم المتغيرات المستقلة بتكرار يومي كل على حدة، لتفادي مشكلة الارتباط المتعدد بين المتغيرات المفسرة Multicollinearity .
- تم التقدير فى ظل القيمة المبطأ الأولى للمتغير التابع (FodP)t-1 لتفادى مشكلة الارتباط الذاتي Autocorrelation في البواقي.
- باستخدام اقل قيمة لمجموع مربعات البواقي minimal sum-of-squared residuals اتضح أن k=15 لمتغير عدد حالات الإصابة أى أن عدد أيام حالات الإصابة المبطأ مطلوب ان تكون ١٥ يوم لتفسير أثرها على معدل تضخم أسعار الغذاء . لذا تم اختيار الابطاء K=15 للمتغير CC و وتثبيت k=15 ، ويبدأ الأثر من اليوم السادس السابق -٦ لكل فترة S للمتغيرات المستقلة الأخرى لإجراء المقارنة.

ويوضح جدول(٤) نتائج تقدير MIDAS لأثر المتغيرات المستقلة الثلاثة (كفترات S طولها ١٥ يوم سابق k=15)، لكل متغير على حدة، على المتغير التابع وهو معدل تضخم أسعار الغذاء الشهريINF

جدول(٤) نتائج تقدير MIDAS المتغير التابع معدل تضخم أسعار الغذاء الشهريINF

MIDAS :PDL Almon estimates (polynomial degree: 3)

		حالات الإصابة الجديدة CC^{+}	معدل العدوى Rt	معدل الصرامة SI
١		٢	٣	٤
Constant		0.588**	1.223***	0.484***
(FodP)t-1		0.484**	0.492**	0.392*
PDL01	θ1	-0.059**	-2.007**	0.059
PDL02	٢θ	0.019**	0.423**	-0.031
PDL03	٣θ	-0.0012**	-0.016**	0.0018

Adjusted R^2	0.488	0.484	0.485
Log likelihood	-36.740	-42.069	-40.925
Durbin-Watson stat	1.807	1.921	1.850
Akaike info criterion	3.478	3.487	3.629
Schwarz criterion	3.723	3.727	3.869
Date Timing	-6	-6	-6
K^+	15^+	15	15
0^{th} Lag	First	First	First
observations	24	27	27

$^+$ CC تمثل الفروق الأولى للوغاريتم عدد حالات الإصابة المؤكدة الجديدة يوميا DLnCC

$^{++}$ بناء على اقل قيمة لمجموع مربعات البواقي minimal sum-of-squared residuals(SSR)(في EViews10)

كما يوضح جدول (٥) ان عدد فترة الابطاء المثلى هي ١٥ طبقا لاقل قيمة للمعايير: SSR ، Log likelihood ، Akaike info criterion ، Schwarz criterion ، Hannan-Quinn criterion.

جدول (٥) نتائج اختبار معايير المعلومات لاختيار فترة الابطاء المثلي لنموذج MIDAS في حالة المتغير التابع معدل التضخم INF والمتغير المستقل عدد حالات الاصابةCC

Model	SSR*	LogL	AIC	BIC	HQ
15 Lags	30.020245	-36.740343	3.478362	3.723790	3.543474
4 Lags	30.637153	-36.984440	3.498703	3.744131	3.563815
5 Lags	31.627946	-37.366372	3.530531	3.775959	3.595643
3 Lags	33.580751	-38.085315	3.590443	3.835871	3.655555
20 Lags	34.512202	-38.413634	3.617803	3.863231	3.682915
7 Lags	35.558831	-38.772141	3.647678	3.893106	3.712791
9 Lags	36.687544	-39.147126	3.678927	3.924355	3.744039
13 Lags	36.876502	-39.208773	3.684064	3.929492	3.749177
6 Lags	36.905229	-39.218118	3.684843	3.930271	3.749955

8 Lags	37.005745	-39.250757	3.687563	3.932991	3.752675
14 Lags	37.143612	-39.295381	3.691282	3.936710	3.756394
16 Lags	37.238885	-39.326121	3.693843	3.939271	3.758956
10 Lags	37.361465	-39.365557	3.697130	3.942558	3.762242
17 Lags	37.367676	-39.367551	3.697296	3.942724	3.762408
11 Lags	37.381187	-39.371889	3.697657	3.943085	3.762770
12 Lags	37.381208	-39.371896	3.697658	3.943086	3.762770
18 Lags	38.190239	-39.628838	3.719070	3.964498	3.784182
19 Lags	38.570381	-39.747694	3.728975	3.974402	3.794087

Dependent Variable: INF, Sample: 2019 M01 2022M06. Included observations: 40

وبمقارنة النتائج بالجدول (٤) بالأعمدة الثاني والثالث والرابع، يتضح أن قيم معيار لوغاريتم الاحتمال الأعظم Log-likelihood ومعيار Akaike informatnio criterion(AIC) ، ومعيار Schwarz criterion(SC) كانت الأقل في العمود (٢) بجدول (٤)، وأن معلمات الترجيح $\boldsymbol{\theta}_1$, $\boldsymbol{\theta}_2$, $\boldsymbol{\theta}_3$ لكثيرات الحدود PDL جاءت معنوية ، كما أن معامل التحديد المعدل R^2 هو الأعلى، أى أن أثر عدد حالات الإصابة CC يمثل المحدد الأول ضمن مؤشرات كوفيد-١٩ على أسعار الغذاء في مصر اثناء تفشي الوباء.

الجدول (٦) قيم وتوزيع معلمات الابطاء k=15 للمتغيرات المستقلة

قيم وتوزيع معلمات الابطاء لمتغير حالات الاصابة

Lag	Coefficient	Distribution
0	-0.040997	
1	-0.025273	
2	-0.011988	
3	-0.001142	
4	0.007265	
5	0.013233	
6	0.016761	
7	0.017851	
8	0.016502	
9	0.012714	
10	0.006486	
11	-0.002180	
12	-0.013285	
13	-0.026830	
14	-0.042813	

قيم وتوزيع معلمات الابطاء لمتغير معدل العدوى

Lag	Coefficient	Distribution
0	-5.923660	
1	-3.529180	
2	-1.498112	
3	0.169543	
4	1.473785	
5	2.414615	
6	2.992033	
7	3.206038	
8	3.056630	
9	2.543810	
10	1.667578	
11	0.427932	
12	-1.175125	
13	-3.141596	
14	-5.471478	

قيم وتوزيع معلمات الابطاء لمتغير مؤشر الصرامة

Lag	Coefficient	Distribution
0	0.068046	
1	0.042249	
2	0.020019	
3	0.001357	
4	-0.013738	
5	-0.025264	
6	-0.033223	
7	-0.037615	
8	-0.038438	
9	-0.035694	
10	-0.029382	
11	-0.019502	
12	-0.006055	
13	0.010960	
14	0.031543	

ويوضح جدول (٦) أن معلمة الأثر الاني لعدد الإصابات $cc_{(k=0)}$ كانت سالبة وبقيم 0.040997-ثم زادت الأثر بشكل تدريجي بطئ ليصل إلى أثر موجب ثم يتلاشى الأثر يوما بعد يوم.

- وبخصوص معدل العدوى R_t، يوضح جدول (٤) بالعمود الثالث، أنه ومن حيث أكبر معامل R^2 ، واقل قيمة للمعايير Log-likelihood ، AIC ، SC ، ومن حيث معنوية المعلمات، فان معدل العدوى R_t يأتي في الترتيب الثاني من حيث الأثر على معدل تضخم أسعار الغذاء . وأن معلمة الأثر الآني لعدد الإصابات $R_{(k=0)}$ كانت سالبة وبقيمة 5.923- ثم تزايد الأثر بشكل سريع ليصل الى اثر موجب ثم يتلاشى الأثر يوما بعد يوم.
- أما مؤشر الصرامة SI فواضح انه لم يكن له تأثير معنوي وان قيم المعايير السابقة هي الأعلى، وأن معامل التحديد هو الأقل، لأن معظم السكان لم تلتزم بقواعد الاغلاق.

وتتفق هذه النتائج مع نتائج طريقة المربعات الصغرى الاسقاطية السابقة حيث أن مؤشر الصرامة جاء أثره غير معنوي معدل تضخم أسعار الغذاء INF ، بينما تأثر INF بكل من عدد حالات الإصابة الجديدة ومعدل العدوى.

نتائج الدراسة ولتوصيات:

أصاب فيروس كوفيد-١٩ كل دول العالم منذ بداية عام ٢٠٢٠، وأدى إلى مأساة إنسانية وأضرارًا اقتصادية كبيرة.، وكنتيجة للانتشار السريع للوباء والزيادة بأعداد كان صعبا توقعها زمنيا ومكانيا، فقد تبنت معظم دول العالم العديد من تدابير الصحة العامة ممثلة في الإجراءات الاحترازية غير الصيدلانية (NPI) وخصوصا إجراءات الاغلاق والتباعد الاجتماعي لمنع تفشي الوباء. وعلى الرغم من أن هذه التدابير قد حدت من انتشار الوباء ، إلا انها كانت لها آثار سلبية خطيرة على مختلف الأنشطة الاقتصادية.

ومثل الخوف من انتشار الفيروس وتلك الإجراءات صدمة هائلة للاقتصاد المصري، وتمثل ذلك في التوقف المفاجئ والكامل لأنشطة السفر والسياحة والحفلات، ومن ثم تقليص فرص العمل وانخفاض الإيرادات بالعملة الأجنبية. وتباطؤ النشاط الاقتصادي.

وحيث أن المساس بعناصر الأمن الغذائي، كالذى حدث اثناء وفي أعقاب كوفيد-١٩، مثل مصدر قلق كبير لصانعي السياسات في دولة، كمصر، كما ان الدراسات السابقة لم تتناول اثر كوفيد-١٩ على أسعار الغذاء في مصر. لذا، فإن هذه الدراسة، حاولت غلق الفجوة البحثية جزئيا، من خلال اختبار اثر تفشي الوباء واجراءات الاغلاق والتباعد الاجتماعي على أسعار الغذاء، وتحديدا أسعار الطعام والشراب في مصر.

وباستخدام طريقة المربعات الصغرى الاسقاطية Projected Least Squares(PLS) ونموذج عينات البيانات المختلطة Mixed Data Sampling (MIDAS) ، لتقدير العلاقة بين أسعار الغذاء في مصر ومؤشر عدد الحالات الإصابة الجديدة ومتوسط عدد الأفراد المنقول إليهم العدوى ومعدل التشدد في الاغلاق والتباعد الاجتماعي ، توصلت الدراسة إلى النتائج التالية باستخدام PLS:

أولا: جاء أثر مؤشر الصرامة Stringency-index(SI) غير معنوي على أسعار الغذاء في مصر، أى أن أسعار الغذاء في مصر اثناء وباء كورونا لم تتأثر بإعلان التوقف الجزئي والاغلاق والتباعد الاجتماعي، لان معظم السكان لم تلتزم بقواعد الاغلاق.

ثانيا: جاء أثر زيادة عدد الأشخاص الذين تم التأكد من إصابتهم بـ كوفيد-١٩ معنويا وموجبا على أسعار الغذاء في مصر

ثالثا: جاء أثر زيادة عدد الافراد الذين يمكن ان تنقل اليهم العدوى من كل شخص مصاب R_t Effective Reproduction Number معنويا وموجبا على أسعار الغذاء في مصر.

ومعنى هذا النتائج ان ظروف الطلب على السلع الغذائية والطعام في مصر كانت أكثر تأثيرا على أسعارها من ظروف العرض، أي ان عوامل زيادة الطلب على الغذاء التي أدت الى زيادة الأسعار في فترة كورونا قد تغلبت على عوامل العرض التي لم تؤثر الا بشكل ضعيف على المعروض الغذائي.

وتم تعزيز هذه النتائج بتقدير انحدار MIDAS باستخدام دالة ترجيح ألمون أو النموذج الأول Almon (PDL) Weighting ، حيث جاء اثر عدد حالات الإصابة

الأول في الأهمية في التأثير على معدل تضخم أسعار الغذاء ، ويليه في الأهمية معدل العدوى، بينما جاء اثر معدل الصرامة غير معنوى.

وبناء على النتائج السابقة تقترح الدراسة التوصيات التالية، أثناء الأزمات وتفشي الاوبئة:

أولا: يجب على الجهات المختصة الالتزام بنشر البيانات الدقيقة عن حالات الإصابة المؤكدة ومعدل العدوى ، والابتعاد عن التهويل او التهوين. لأن الأسعار ثبُت أنها حساسة للأرقام المنشورة لهذين المؤشرين.

ثانيا يجب على الحكومة المصرية اتخاذ الإجراءات السياسية اللازمة لتحقيق الاستقرار في أسعار المواد الغذائية ، مثل توفير المزيد من الأغذية الأساسية من خلال تعزيز وشفافية توزيع السلع التموينية بموجب بطاقات التموين، مع احكام الرقابة على الاسواق لمنع البائعين من زيادة أسعار الغذاء أثناء أي جائحة.

ثالثا: بإمكان الحكومة صياغة سياسات تعزز التعاون بين الكيانات في سلسلة التوريد الغذائي والمجمعات الاستهلاكية.

رابعا: أظهرت النتائج أيضًا أن دخل التحويلات والتحويلات النقدية من الحكومة حدت من ارتفاع أسعار الغذاء اثناء كوفيد-١٩.

قائمة المراجع :

المراجع العربية :

باغة، محمد أحمد. (٢٠٢١). تقييم العلاقة التوازنية التراكمية وقصيرة المدى لتأثيرات جائحة كورونا (كوفيد-١٩) على تطور عوائد مؤشرات البورصة المصرية .المجلة العلمية للدراسات التجارية والبيئية، ١٢(٣) ، ٣٤٠- ٤١٠.

جبير، نجاح بلال وعجيل، سارة قاسم، (٢٠٢٣). انعكاسات جائحة كورونا (covid-19) على أسعار السلع الزراعية العالمية وأثرها على أسعار الغذاء باعتماد تحليل المسار. مجلة دراسات العدد الاقتصادي، ١٣(١)، ١- ١٨.

الجهاز المركزي للتعبئة العامة والاحصاء. (٢٠٢٠) . دراسة أثار كورونا على الاسر المصرية خلال الفترة من بداية الجائحة حتى ٢٠ سبتمبر ٢٠٢٠.

شحاده، شادي إبراهيم حسن، (٢٠٢١). أثير جائحة كورونا على مصادر النقد الأجنبي في مصر. مجلة إقتصاديات شمال إفريقيا، جامعة حسيبة بن بو علي بالشلف ، مخبر العولمة واقتصاديات شمال إفريقيا ١٧، ٢٧.

عبدالقادر، السيد متولي ،(٢٠٢٢). أثر العبء والمزيج الضريبي على معدل النمو الاقتصادي: مدخل جديد لدراسة حالة مصر، المجلة العربية للإدارة، ٤٢(٢) ، ٣١١-٣٢٦.

عمارة، أميرة محمد، (٢٠٢١) . تأثير جائحة كورونا على البطالة في مصر. مجلة كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة القاهرة ، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، ٢٢(٤).

المراجع الإنجليزية :

Agyei, S. K., Isshaq, Z., Frimpong, S., Adam, A. M., Bossman, A., & Asiamah, O. (2021). COVID-19 and Food Prices in Sub-Saharan Africa. African Development Review, 33, 102-113.

Akter, S. (2020). The Impact of COVID-19 Related 'Stay-at-Home' Restrictions on Food Prices in Europe: Findings from a Preliminary Analysis. Food Sec. 12, 719-725.

Alina, D.L., Daniela, M., Iulia, O., Maria, G., Nicolae, S. (2022). The Impact of Covid-19 on Food Prices in Romania. In. Dima, A.M., Kelemen, M. (Ed.), Digitalization and Big Data for Resilience and Economic Intelligence. Springer Proceedings in Business and Economics. Springer, Cham.

Arouna, A., Soullier, G., del Villar, P. M., & Demont, M. (2020). Policy options for mitigating impacts of COVID-19 on domestic rice value chains and food security in West Africa. Global Food Security, 26, 100-405.

Aruga, Kentaka Islam, Md Jannat, Arifa (2022).Effects of the State of Emergency during the COVID-19 Pandemic on Tokyo Vegetable Markets. Sustainability.

Asmarani, T. E. (2021). COVID-19 and food prices in Indonesia, Journal REP (Riset Ekonomi Pembangunan), 6(2), 186-200.

Bairagi, S., Mishra, A.K., Mottaleb, K.A.(2022). Impacts of the COVID-19 Pandemic on Food Prices: Evidence from Storable and Perishable Commodities in India. PLOS ONE, 17(3).

Bertozzia, A.L., Franco, E., Mohler, G., Martin B., Short, M.B. and Sledge, D.(2020). The challenges of modeling and forecasting the spread of COVID-19. Proceedings of the National Academy of Sciences, 117, 16732–16738.

Bittmann, T., Zamani, O., & Loy, J. P. (2021). Food Price Dynamics Under the COVID-19 Pandemic: A Case Study of Meat Industry in Iran.

Bracale, R., & Vaccaro, C. M. (2020). Changes in food choice following restrictive measures due to Covid-19. Nutrition, Metabolism & Cardiovascular Diseases, 30, 1423– 1426

Branson, J. and Lovell, C.A. K. (2000), Taxation and economic growth in New Zealand, In taxation and the limits of government, Ed. G.W. Scully and P.J. Caragata. Boston: Kluwer Academic, 37-88.

Cullen, M. T. (2020). COVID-19 and the risk to food supply chains: How to respond? http://www.fao.org/2019-ncov/analysis/en/

Demiessie, H. (2020. Covid-19 Pandemic Uncertainty Shock Impact on Macroeconomic Stability in Ethiopia. Journal of Advanced Studies in Finance, Volume XI, Winter, 2(22), 137-163.

Dolton, Peter, (2021), The Statistical Challenges OF Modeling COVID-19. National Institute Economic Review, 257(1), 46–82

Eftimov, T., Popovski, G. Petković, M., Seljak, B. K., & Kocev, D. (2020). COVID-19 pandemic changes the food consumption patterns. Trends in Food Science & Technology, 104, 268– 272.

Ejeromedoghene, O., Tesi, J. N., Uyanga, V. A., Adebayo, A. O., Nwosisi, M. C., Tesi, G. O., & Akinyeye, R. O. (2020). Food security and safety concerns in animal production and public health issues in Africa: A perspective of COVID-19 pandemic era. Ethics. Medicine and Public Health, 15, 100-600.

Elliott, R.J., I. Schumacher, C. Withagen, (2020). Suggestions for a Covid-19 post-pandemic research agenda in environmental economics. Environ. Resource. Econ. 76,1187–1213.

Et-Touıle , H., & Arib , F. (2021). Impacts of Covıd-19 Pandemıc on Agriculture, Food Prices, and Food Security in Morocco. International Journal of Financial Accountability, Economics, Management, and Auditing (IJFAEMA), 3(5), 973-988.

Fosso Djoumessi, Y. F. (2021). The adverse impact of the Covid-19 pandemic on the labor market in Cameroon. African Development Review, 1– 14.

Ghysels E, Santa-Clara P, Valkanov R. (2004). The MIDAS touch: mixed data sampling regression models. University of North Carolina and UCLA Discussion USA. Paper 35

Iheme, G. O., Adile, A. D., Egechizuorom, I. M., Kupoluyi, O. E., Ogbonna, O. C., Olah, L. E., ... & Oyebamiji, E. A. (2022). Impact of COVID-19 pandemic on food price index in Nigeria. Future of Food: Journal on Food, Agriculture and Society, 10 (3), June 2022.

Leightner, J.E. (2005). The Productivity of Government Spending in Asia: 1983-2000, Journal of Productivity Analysis, 23, 33-46.

Leightner, J.E. (2007). Omitted Variables, Confidence Intervals, and the Productivity of Exchange Rates. Pacific Economic Review, 12(1), 15-45.

Leightner, J.E.,(2008).Omitted Variables and how the Chinese Yuan affects other Asian Currencies. International Journal of Contemporary Mathematical Sciences, 3(14), 645-666.

Ministry of Planning and Economic Development , (2020) Impact of COVID-19 on the Egyptian economy: Economic sectors, jobs, and households.

ÖZOCAKLI, D. (2022). The Covid-19 new cases on Food price indexes turkey, Theory and Research in Social. Human and Administrative Sciences. Serüven Publishing.

Pandey, D., Verma, N., Islam, T., Enbeyle, W., Pandey, B. K., & Patra, P. (2021). The Response of Consumer Food Price Index (CFPI) due to the Impact of Pandemic COVID-19 on Indian Agriculture Sector. Hyperion International Journal of Econophysics & New Economy, 14(1), 137-148..

Pu, M., & Zhong, Y. (2020). Rising concerns over agricultural production as COVID-19 spreads: Lessons from China. Global food security, 26, 100-409.

Roser M, Ritchie H, Ortiz-Ospina E, Hasell J (2020) Coronavirus Pandemic (COVID-19), Published Online at OurWorldInData.org.

Soliman, H. A. (2023). The Influence of COVID-19 pandemic on Inflation: An Empirical study on Egypt, Scientific Journal for Financial and Commercial Studies and Research, Faculty of Commerce, Damietta University, 4(1), 751-787.

Tamru, S., Hirvonen, K., & Minten, B. (2020). Impacts of the COVID-19 crisis on vegetable value chains in Ethiopia. IFPRI Blog : Research Post.

WHO (2020). World Health Organisation [Online]. https://www.who.int/news-room/detail/29-06-2020-covidtimeline

Yu, X., Liu, C., Wang, H. and Feil, J.H. (2020). The Impact of COVID-19 on Food Prices in China: Evidence of Four Major Food Products from Beijing, Shandong and Hubei Provinces. China Agricultural Economic Review, 12(3), 445-458.

ملحق الدراسة:

مخرجات EViews 10 لنتائج تقدير MIDAS لنموذج PDL/Almon (polynomial degree=3)

حيث أن:

المتغير التابع : INF = الفروق الأولى للوغاريتم الرقم القياسي لأسعار الغذاء الشهري (FodP)

المتغير المستقل DLOGCC الفروق الاولى للوغاريتم عدد حالات الاصابة اليومية الجديدة.

Dependent Variable: INF
Method: MIDAS
Date: 10/25/22 Time: 08:52
Sample (adjusted): 2020M05 2022M04
Included observations: 24 after adjustments
Method: PDL/Almon (polynomial degree: 3)
Freq. Conversion: First

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.588283	0.304836	1.929834	0.0687
INF(-1)	0.484121	0.210615	2.298609	0.0330
Page: DAILY Series: DLOGCC(-6) Lags: 15				
PDL01	-0.059160	0.028028	-2.110780	0.0483
PDL02	0.019383	0.008552	2.266463	0.0353
PDL03	-0.001220	0.000517	-2.360847	0.0291

R-squared	0.491277	Mean dependent var	0.951997
Adjusted R-squared	0.468153	S.D. dependent var	1.601778
S.E. of regression	1.168142	Akaike info criterion	3.478362
Sum squared resid	30.02025	Schwarz criterion	3.723790
Log likelihood	-36.74034	Hannan-Quinn criter.	3.543474
Durbin-Watson stat	1.807334		

المتغير التابع : INF = الفروق الأولى للوغاريتم الرقم القياسي لأسعار الغذاء الشهري (FodP)

المتغير المستقل: RPRODCT يمثل Rt معدل العدوى.

Dependent Variable: INF
Method: MIDAS
Date: 10/25/22 Time: 09:03
Sample (adjusted): 2020M05 2022M06
Included observations: 26 after adjustments
Method: PDL/Almon (polynomial degree: 3)
Freq. Conversion: First

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.222631	0.931937	3.457992	0.0024
INF(-1)	0.600753	0.175307	3.426855	0.0025
Page: DAILY Series: RPRODCT(-6) Lags: 15				
PDL01	-8.681553	3.953127	-2.196123	0.0395
PDL02	2.939599	1.295396	2.269267	0.0339
PDL03	-0.181706	0.078217	-2.323117	0.0303

R-squared	0.565656	Mean dependent var	1.141944
Adjusted R-squared	0.547559	S.D. dependent var	1.695278
S.E. of regression	1.140308	Akaike info criterion	3.405046
Sum squared resid	31.20724	Schwarz criterion	3.646988
Log likelihood	-39.26560	Hannan-Quinn criter.	3.474716
Durbin-Watson stat	1.983947		

INF = الفروق الأولى للوغاريتم الرقم القياسي لأسعار الغذاء الشهري (FodP)
المتغير المستقل: SI يمثل مؤشر الصرامة

Dependent Variable: INF
Method: MIDAS
Date: 10/25/22 Time: 09:08
Sample (adjusted): 2020M05 2022M06
Included observations: 26 after adjustments
Method: PDL/Almon (polynomial degree: 3)
Freq. Conversion: First

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.222127	1.468518	2.875093	0.0091
INF(-1)	0.392203	0.197492	1.985915	0.0603
Page: DAILY Series: SI(-6) Lags: 15				
PDL01	0.097411	0.141339	0.689202	0.4982
PDL02	-0.031149	0.047343	-0.657943	0.5177
PDL03	0.001784	0.002887	0.617890	0.5433

R-squared	0.506514	Mean dependent var	1.141944
Adjusted R-squared	0.485952	S.D. dependent var	1.695278
S.E. of regression	1.215465	Akaike info criterion	3.532704
Sum squared resid	35.45655	Schwarz criterion	3.774645
Log likelihood	-40.92515	Hannan-Quinn criter.	3.602374
Durbin-Watson stat	1.850621		